N° 11F0019M au catalogue — N° 376
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-660-04905-2

Direction des études analytiques : documents de recherche

Incidence des salaires annuels sur la mobilité interprovinciale, l'emploi interprovincial et les emplois vacants

par Ping Ching Winnie Chan et René Morissette

Date de diffusion : le 11 avril 2016

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à STATCAN.infostats-infostats.STATCAN@canada.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros sans frais suivants :

- Service de renseignements statistiques 1-800-263-1136
- Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants 1-800-363-7629
- Télécopieur 1-877-287-4369

Programme des services de dépôt

- Service de renseignements 1-800-635-7943
- Télécopieur 1-800-565-7757

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « Contactez-nous » > « Normes de service à la clientèle ».

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, les entreprises, les administrations et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Signes conventionnels dans les tableaux

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
..	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
0	zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
0[s]	valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
[p]	provisoire
[r]	révisé
x	confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
[E]	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié
*	valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2016

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'entente de licence ouverte de Statistique Canada.

Une version HTML **est aussi disponible.**

This publication is also available in English.

Incidence des salaires annuels sur la mobilité interprovinciale, l'emploi interprovincial et les emplois vacants

par

Ping Ching Winnie Chan et René Morissette
Division de l'analyse sociale et de la modélisation
Statistique Canada

11F0019M N° 376
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-660-04905-2

Avril 2016

Direction des études analytiques
Documents de recherche

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction des études analytiques, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, l'informatique statistique et la simulation. Le lecteur est invité à faire part aux auteurs de ses commentaires et suggestions.

Les documents de la série sont distribués aux établissements de recherche et aux bibliothèques spécialisées. On peut accéder gratuitement à ces documents à partir d'Internet, à l'adresse www.statcan.gc.ca.

Tout en respectant la politique, les lignes directrices et les principes généraux du *Manuel de la politique administrative du Conseil du Trésor* relatifs à l'emploi du féminin dans les écrits gouvernementaux, dans les textes qui traitent de collectivités, l'emploi du masculin générique est utilisé pour des raisons stylistiques et d'économie d'espace.

Table des matières

Résumé **5**

Sommaire **6**

1 Introduction **8**

2 Contexte **10**

3 Données et méthodes **11**

4 Validité et pertinence de la variable instrumentale **18**

4.1 Validité 18

4.2 Pertinence 21

5 Résultats **22**

5.1 Résultats descriptifs 22

5.2 Résultats des régressions 27

5.3 Incidence sur le plan des emplois vacants 34

6 Conclusion **36**

7 Annexe – Tableaux **37**

Bibliographie **41**

Résumé

La présente étude a pour but d'estimer l'effet causal des traitements et salaires annuels réels après impôt sur la propension des jeunes hommes à migrer vers l'Alberta ou à y accepter des emplois tout en continuant de résider dans leur province d'origine. À cette fin, l'étude tire parti de la variation interprovinciale de la croissance des revenus, induite vraisemblablement par des hausses des cours mondiaux du pétrole durant les années 2000. À l'aide de données pour la période allant de 2001 à 2008, l'étude montre que la hausse de 5 % des salaires annuels réels moyens en Alberta, comparativement aux autres provinces, a fait augmenter la probabilité que des jeunes hommes célibataires déménagent en Alberta de quelque 0,35 point de pourcentage, par rapport à un taux de référence de 0,64 %. L'augmentation estimative de la migration de jeunes hommes induite par des changements dans la structure régionale des revenus représente de 12 % à 24 % des emplois vacants en Alberta au cours de la période en question. Il y a aussi des données (bien que celles-ci soient sensibles à la forme fonctionnelle) qui montrent que les changements sur le plan de la structure régionale des revenus ont accru le nombre de transitions vers l'emploi interprovincial.

Mots clés : migration interprovinciale, emploi interprovincial, emplois vacants, salaires.

Sommaire

La mesure dans laquelle les travailleurs se déplacent d'une région géographique à une autre, que ce soit en raison de possibilités d'emploi émergentes ou à la suite de chocs défavorables sur la demande de main-d'œuvre, constitue un élément clé entrant dans le processus d'ajustement d'une économie et dans la capacité de cette dernière à assurer une répartition adéquate des ressources.

Toutefois, quantifier l'ampleur de la réaction des travailleurs aux variations dans la structure régionale des revenus et de l'emploi représente plusieurs défis pour le chercheur. En premier lieu, la migration d'une région à l'autre à l'intérieur d'un pays constituera souvent un événement relativement rare. Dès lors, pour pouvoir mesurer avec exactitude les taux de migration, il faut disposer d'ensembles de microdonnées de grande taille; or, bien souvent, les enquêtes-ménages conventionnelles ne permettent pas de remplir cette condition. En deuxième lieu, il est peu probable que les migrants forment un échantillon aléatoire de travailleurs; cette situation soulève des problèmes de sélectivité lorsqu'on se sert de microdonnées pour évaluer l'incidence des salaires sur la migration. En troisième lieu, la transition des travailleurs des régions où le taux de chômage est élevé vers celles où ce taux est bas réduit probablement les disparités interrégionales au chapitre des salaires, ce qui engendre des problèmes de causalité inverse lorsqu'on évalue l'incidence des salaires sur la migration à partir de données groupées. La difficulté, comme c'est toujours le cas lorsqu'on veut faire des inférences causales, consiste à dégager la variation exogène de la principale variable à laquelle on s'intéresse, soit, dans le cas présent, les disparités des salaires.

L'étude relève ces défis et évalue dans quelle mesure les variations dans la structure régionale des revenus ont influé sur la mobilité géographique de la main-d'œuvre au Canada durant les années 2000. À partir d'un vaste ensemble de données administratives, on quantifie la mesure dans laquelle les variations dans la structure spatiale des traitements et salaires annuels ont incité des jeunes travailleurs à migrer vers l'Alberta ou à accepter des offres d'emploi dans cette province tout en continuant de résider dans leur province d'origine.

Cette étude contribue de deux façons aux ouvrages consacrés à la mobilité de la main-d'œuvre.

D'abord, elle présente des estimations récentes de l'effet causal des salaires annuels relatifs après impôt sur la mobilité interprovinciale, d'après la variation de la croissance des revenus, induite vraisemblablement à partir des hausses des cours mondiaux du pétrole durant les années 2000.

Ensuite, elle fait ressortir la possibilité que la croissance différentielle des revenus selon la région ait une incidence non seulement sur la migration, mais aussi sur l'emploi interprovincial (décision que prend le travailleur d'accepter un emploi dans une autre province tout en continuant de résider dans sa province d'origine). Étant donné que la migration entraîne des coûts importants (notamment les coûts reliés à la recherche d'un nouvel emploi ou d'un logement et ceux associés à la réinstallation) ainsi que des risques (comme l'incertitude entourant la probabilité de trouver un emploi et les salaires escomptés), on peut considérer que le fait de continuer de résider dans sa région d'origine tout en cherchant un emploi dans une autre région constitue une étape intermédiaire précédant la migration. Autant que le sachent les auteurs, on a porté relativement peu d'attention jusqu'ici à la question de savoir si les variations dans la structure des salaires à l'échelon provincial ont une incidence sur l'emploi interprovincial.

L'étude tire parti du fait que les prix payés pour le pétrole aux producteurs de pétrole canadiens ont plus que doublé de 2001 à 2008. Étant donné que les réserves canadiennes de pétrole sont concentrées dans trois provinces : l'Alberta, la Saskatchewan et Terre-Neuve-et-Labrador, cette hausse très marquée des prix du pétrole a probablement entraîné une variation spatiale de l'augmentation de la demande de main-d'œuvre et des salaires au Canada. Plus précisément, la

hausse en question a probablement fait en sorte que la demande de main-d'œuvre et les salaires augmentent davantage dans les provinces productrices de pétrole que dans les autres provinces. On pourrait en déduire que l'interaction des fluctuations des prix du pétrole et de la fraction des travailleurs ayant un emploi dans l'industrie pétrolière au début de la période étudiée est susceptible de constituer une variable instrumentale adéquate pour mettre en évidence la variation exogène de la croissance des salaires dans l'ensemble des provinces canadiennes. La stratégie empirique de l'étude repose sur cette variable instrumentale. À partir d'un examen centré sur les travailleurs rémunérés de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans, on observe que, même si les cas de migration vers l'Alberta et de transition vers un emploi interprovincial en Alberta ont été relativement rares pour ce groupe de travailleurs au cours des années 2000 — moins de 1 % d'entre eux chaque année —, la fréquence de ces événements variait de façon importante sous l'effet des écarts de salaires d'une province à l'autre.

À l'aide de données pour la période allant de 2001 à 2008, l'étude montre que la progression de 5 % des salaires annuels réels moyens en Alberta comparativement aux autres provinces a fait augmenter la probabilité que des jeunes hommes célibataires déménagent en Alberta de quelque 0,35 point de pourcentage, par rapport à un taux de référence de 0,64 %. L'augmentation estimative de la migration de jeunes hommes induite par les changements dans la structure régionale des revenus représente de 12 % à 24 % des emplois vacants en Alberta au cours de la période en question. Certaines données, bien qu'elles soient sensibles à la forme fonctionnelle, montrent que les variations dans la structure régionale des revenus ont accentué les transitions vers l'emploi interprovincial. Pour ces deux marges d'ajustement — migration vers l'Alberta et transition vers l'emploi interprovincial dans cette province —, les hommes célibataires de moins de 25 ans semblent avoir réagi davantage aux variations des salaires que ceux de 25 à 34 ans.

1 Introduction

La mesure dans laquelle la hausse des revenus induit la migration et réduit les pénuries de main-d'œuvre dans les régions où les taux d'emplois vacants sont élevés constitue une question de première importance dans le domaine de l'économie du travail. Toutefois, tenter d'apporter une réponse à cette question présente plusieurs défis pour le chercheur. En premier lieu, la migration d'une région à l'autre à l'intérieur d'un pays constitue souvent un événement relativement rare. Dès lors, pour pouvoir mesurer avec exactitude les taux de migration, il faut disposer d'ensembles de microdonnées de grande taille; or, bien souvent, les enquêtes-ménages conventionnelles ne permettent pas de remplir cette condition. En deuxième lieu, il est peu probable que les migrants forment un échantillon aléatoire de travailleurs. Cette situation pose des problèmes de sélectivité lorsqu'on évalue l'incidence des salaires annuels sur la migration au moyen de microdonnées. En troisième lieu, la transition des travailleurs des régions où le taux de chômage est élevé vers celles où ce taux est bas réduit probablement les disparités interrégionales au chapitre des salaires, ce qui engendre des problèmes de causalité inverse lorsqu'on évalue l'incidence des salaires annuels sur la migration à partir de données groupées. La difficulté, comme c'est toujours le cas lorsque l'on veut faire des inférences causales, consiste à déterminer la variation exogène de la principale variable concernée, soit, dans le cas présent, la variation des revenus.

L'étude aborde ces défis et évalue dans quelle mesure les variations dans la structure spatiale des traitements et salaires annuels ont influé sur la mobilité géographique de la main-d'œuvre au Canada durant les années 2000. À partir d'un vaste ensemble de données administratives, on quantifie la mesure dans laquelle ces variations des salaires ont concouru à la réduction des pénuries de main-d'œuvre pendant les années 2000 dans la province ayant connu la plus forte expansion, l'Alberta, en incitant des travailleurs à migrer vers cette province ou à y accepter des offres d'emploi tout en continuant de résider dans leur province d'origine.

La présente étude contribue de deux façons aux ouvrages consacrés à la migration.

D'abord, elle présente des estimations récentes de l'effet causal des traitements et salaires annuels sur la mobilité interprovinciale, d'après la variation de la croissance des revenus, induite vraisemblablement à partir des hausses substantielles des cours mondiaux du pétrole durant les années 2000.

Ensuite, elle fait ressortir la possibilité que la croissance différentielle des revenus selon la région ait une incidence non seulement sur la migration, mais aussi sur l'emploi interprovincial (décision que prend le travailleur d'accepter un emploi dans une autre province tout en continuant de résider dans sa province d'origine). Étant donné que la migration entraîne des coûts importants (notamment les coûts reliés à la recherche d'un nouvel emploi ou d'un logement, et ceux associés à la réinstallation) ainsi que des risques (comme l'incertitude entourant la probabilité de trouver un emploi et les salaires espérés), on peut considérer que le fait de continuer de résider dans sa région d'origine tout en cherchant un emploi dans une autre région constitue une étape intermédiaire précédant la migration[1]. Autant que le sachent les auteurs, on a porté relativement peu d'attention jusqu'ici à la question de savoir si les variations dans la structure régionale des salaires annuels ont une incidence sur l'emploi interprovincial.

L'étude tire parti du fait que les prix payés pour le pétrole aux producteurs de pétrole canadiens ont plus que doublé de 2001 à 2008. Étant donné que les réserves canadiennes de pétrole sont concentrées dans trois provinces, l'Alberta, la Saskatchewan et Terre-Neuve-et-Labrador, cette

1. Laporte, Lu et Schellenberg (2013) montrent que la mobilité résidentielle et la mobilité professionnelle en Alberta sont interreliées. Parmi les particuliers qui ont accepté un emploi interprovincial pour la première fois en 2005 en Alberta selon les observations, environ un sur quatre est devenu résident de cette province au cours des cinq années suivantes.

hausse très marquée des prix du pétrole a probablement entraîné une variation spatiale de la croissance de la demande de main-d'œuvre et des salaires au Canada. Plus précisément, la hausse en question a probablement fait en sorte que la demande de main-d'œuvre et les salaires annuels réels augmentent davantage dans les provinces productrices de pétrole que dans les autres provinces. On pourrait en déduire que l'interaction des variations des prix du pétrole et de la fraction des travailleurs ayant un emploi dans l'industrie pétrolière au début de la période étudiée est susceptible de constituer une variable instrumentale adéquate pour mettre en évidence la variation exogène de la croissance des revenus dans l'ensemble des provinces canadiennes. La stratégie empirique qui sous-tend l'étude repose sur cette variable instrumentale.

Les pressions à la hausse sur les salaires annuels en raison de l'essor pétrolier ont accentué les incitations à migrer en Alberta ou à y accepter des offres d'emploi tout en continuant de résider dans sa province d'origine, surtout dans le cas des personnes résidant dans des provinces ne produisant pas de pétrole. L'objet de la présente étude est d'évaluer l'ampleur de ces réactions aux variations des revenus en fonction de deux marges d'ajustement : la migration vers l'Alberta et l'emploi interprovincial en Alberta. Les réactions ainsi estimées servent ensuite à évaluer la mesure dans laquelle la croissance relativement forte des revenus en Alberta au cours des années 2000 a contribué à pourvoir les emplois vacants dans cette province durant la période en question.

L'étude est centrée sur les hommes célibataires âgés de moins de 35 ans, et ce, pour plusieurs raisons. D'abord, contrairement aux jeunes femmes, certains groupes de jeunes hommes participaient de façon importante aux activités de l'industrie pétrolière au début de la période d'observation, et leur degré de participation variait d'une province à l'autre. Cela fournit la variation spatiale nécessaire pour qu'il soit possible de dégager la variation exogène des salaires annuels de la croissance observée dans les revenus. Le fait d'axer l'analyse sur les jeunes hommes célibataires facilite la détermination des incitations économiques susceptibles d'influer sur leur décision de mobilité. Par comparaison, la migration des couples peut être le résultat d'un processus de prise de décision complexe, où les incitations économiques du point de vue de chaque conjoint et les compromis qui en découlent doivent être pris en compte. En règle générale, la mobilité diminue avec l'âge, de sorte que les jeunes hommes constituent un groupe relativement mobile et que leurs taux de mobilité sont susceptibles de varier au fil du temps, à mesure qu'évoluent les incitations économiques. Par conséquent, l'analyse de leurs profils de mobilité peut permettre d'établir une borne supérieure des estimations de la réaction des particuliers en matière de mobilité aux variations des salaires.

Le document est organisé de la façon suivante : la section 2 contient des commentaires sur certaines études récentes. La section 3 décrit les méthodes et les données utilisées dans le cadre de l'analyse. La section 4 traite de la validité et de la pertinence de la variable instrumentale utilisée dans l'étude. La section 5 présente les résultats, et la section 6, la conclusion.

2 Contexte

Les chercheurs s'intéressent depuis longtemps à la mobilité spatiale de la main-d'œuvre. Les recherches sur la question vont des analyses des déplacements en fonction de l'axe rural-urbain (Harris et Todaro, 1970) à la modélisation dynamique structurelle en vue d'estimer la migration interne optimale (Kennan et Walker, 2011)[2]. La mobilité de la main-d'œuvre est un enjeu qui présente de l'intérêt pour les décideurs politiques, car les administrations publiques peuvent influer sur la migration au moyen de leurs politiques en matière de fiscalité et de dépenses (Day, 1992).

Les recherches sur la migration portent généralement sur les déterminants et les conséquences de la migration. Qui sont les migrants, pourquoi et quand les personnes migrent-elles et quelles sont les conséquences de la migration (à la fois pour les migrants, pour le lieu d'origine et pour la destination) sont autant de questions qui sont souvent étudiées (Greenwood, 1997). L'idée centrale qui sous-tend les modèles de migration dits « comportementaux » est que les agents comparent les coûts et les avantages associés à leurs choix d'endroits où s'établir et qu'ils migrent lorsque les avantages découlant de leur réinstallation l'emportent sur les coûts que celle-ci entraîne (Lowry, 1966). Dans un cadre fondé sur le marché du travail, la migration peut être envisagée à titre d'élément d'un problème de recherche sur le marché du travail (Dahl, 2002).

Dans plusieurs études qui traitent de la mobilité de la main-d'œuvre dans les pays développés, on utilise des modèles de type gravitationnel modifiés, où la migration est modélisée afin de pouvoir l'associer directement à la taille de la population du lieu d'origine et de destination pertinente et où elle est inversement proportionnelle à la distance (Greenwood, 1997). Des variables s'y ajoutent, comme le revenu, le taux de chômage, le degré d'urbanisation, les équipements locaux et les dépenses publiques.

Dans une étude récente, Molloy, Smith et Wozniak (2011) font état d'une tendance à la baisse des taux de migration à l'intérieur des États-Unis de 1980 à 2009. Ils montrent que cette baisse n'est pas reliée à des facteurs démographiques, socioéconomiques ou cycliques (comme le ralentissement économique survenu récemment). Cela les amène à soutenir que les chercheurs devraient se pencher sur les facteurs qui ont entraîné la baisse en question depuis les années 1980 plutôt que sur les facteurs propres aux dernières années.

Kennan et Walker (2011) élaborent un modèle économétrique souple de la migration optimale. Leurs résultats laissent penser que le revenu joue un rôle important, car les différences géographiques en ce qui concerne les salaires moyens incitent les travailleurs à se déplacer pour chercher à gagner un revenu plus élevé lorsque le revenu qu'ils peuvent obtenir à l'endroit où ils se trouvent est relativement bas.

Plusieurs études canadiennes ont traité des corrélats de la mobilité de la main-d'œuvre au cours des dernières années. À partir de données administratives, Finnie (2004) montre que, au cours de la période allant de 1982 à 1995, les personnes gagnant un faible revenu et celles vivant dans des provinces canadiennes où le chômage était élevé affichaient un taux de mobilité interprovinciale relativement élevé. Bernard, Finnie et St-Jean (2008) présentent des données

2. L'une des premières études consacrées à la migration est celle de Ravenstein (1885), intitulée *The Laws of Migration*, où l'auteur examine les déterminants de la migration à partir des données de recensement de 1871 et de 1881 au Royaume-Uni. Ravenstein y décrit sept tendances qui se dégagent des données : 1) la plupart des migrants se déplacent seulement sur une courte distance, et généralement vers les grandes villes; 2) les villes en croissance rapide sont habitées par des migrants venant des régions rurales proches; 3) le processus de dispersion est l'inverse du processus d'absorption; 4) chaque courant de migration principal produit un contre-courant compensatoire; 5) les migrants qui se déplacent sur de longues distances tendent à aller dans les grandes villes; 6) les gens habitant les régions rurales sont plus enclins à migrer que ceux vivant en région urbaine; 7) les femmes ont une plus forte propension à migrer que les hommes. Ravenstein indique également que les possibilités d'emploi et les salaires sont les principaux déterminants de la migration.

descriptives établissent que les marchés du travail locaux peu actifs tendent à être associés à des taux de mobilité interprovinciale élevés. Coulombe (2006) estime que la mobilité interprovinciale est corrélée avec des différences spatiales à long terme au chapitre des taux de chômage et de la productivité du travail ainsi qu'avec la structure différentielle entre les régions rurales et urbaines des provinces. Amirault, de Munnik et Miller (2012) utilisent les données des recensements de 1991 à 2006 pour modéliser la mobilité de la main-d'œuvre selon la région économique. Ils considèrent que, de concert avec la langue, les différences géographiques au chapitre des taux d'emploi et du revenu des ménages contribuent à expliquer la migration selon la région économique.

Malgré l'attrait que présente la notion voulant que les taux de mobilité des particuliers changent sous l'effet des variations de la structure régionale de l'emploi et des revenus, plusieurs facteurs font en sorte qu'il est difficile de quantifier l'ampleur de cette réaction. D'abord, les migrants constituent probablement un échantillon sélectif de travailleurs. Ensuite, la mobilité donne lieu à un déplacement de l'offre de main-d'œuvre des régions où l'économie stagne vers celles où l'économie est dynamique, et elle devrait donc entraîner une réduction des écarts interrégionaux sur le plan des salaires et de l'emploi. Ces deux scénarios soulèvent des problèmes d'endogénéité, attribuables à un phénomène soit de sélectivité, soit de causalité inverse. De ce fait, une simple estimation de la corrélation entre les salaires annuels et la mobilité ne peut révéler l'effet causal des salaires sur la mobilité de la main-d'œuvre. Pour y arriver, il faut déterminer la variation exogène des salaires annuels.

Le principal apport de la présente étude consiste à dégager cette variation exogène, au moyen d'un estimateur de variable instrumentale. À la connaissance des auteurs, aucune étude n'a accompli cette tâche jusqu'à maintenant. De plus, la présente étude souligne la possibilité que les variations dans la structure spatiale des revenus influent non seulement sur la migration, mais aussi sur l'emploi interprovincial (décision des travailleurs d'aller occuper un emploi dans une autre province tout en continuant de résider dans leur province d'origine). On s'est peu penché jusqu'ici sur la question de savoir si les variations dans la structure spatiale des revenus ont une incidence sur l'emploi interprovincial. Pour atteindre ces objectifs, l'étude tire parti d'un vaste ensemble de données administratives, soit le Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO) de Statistique Canada.

3 Données et méthodes

Le FDLMO est un ensemble de données administratives longitudinales portant sur un échantillon de 10 % des travailleurs canadiens qui ont fait l'objet d'un suivi de 1982 à 2012[3]. Outre l'âge et le sexe des travailleurs, le FDLMO contient des renseignements sur leurs traitements et salaires annuels, leur province de résidence (déclarée au 31 décembre d'une année donnée) et leur province d'emploi pour les différents emplois qu'ils ont occupés au cours d'une année donnée.

Les données longitudinales sur la province de résidence et la province d'emploi des travailleurs sont des caractéristiques clés du FDLMO aux fins de la présente étude. Cette information permet de calculer les taux de mobilité interprovinciale, soit le pourcentage de travailleurs changeant de province d'une année à l'autre, et les taux de transition vers l'emploi interprovincial. Autrement dit, elle permet de calculer le pourcentage de personnes qui commencent à occuper un emploi dans une province autre que leur province de résidence au cours d'une année donnée.

Le FDLMO contient aussi des indicateurs au niveau de l'emploi : industrie, taille de l'entreprise, syndicalisation et mises à pied. La participation aux études postsecondaires est mesurée à partir de l'information sur le crédit pour frais de scolarité et les déductions relatives aux études réclamés

3 Cela comprend des personnes qui produisent une déclaration de revenus des particuliers (formulaire T1) ou qui reçoivent de leur employeur un État de la rémunération payée (feuillet T4).

pour des cours suivis dans un établissement d'enseignement postsecondaire. Cette information permet de prendre en compte les changements relatifs à la fréquentation d'un établissement d'enseignement. D'autres renseignements portent sur l'accès des employés à un régime de pension agréé (RPA) ou à un régime de participation différée aux bénéfices (RPDB) — mesuré par la présence d'un facteur d'équivalence positif — et sur les cotisations à des régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER).

Tout comme plusieurs autres ensembles de données administratives, le FDLMO ne comporte pas de renseignements sur le niveau de scolarité, la profession, le nombre annuel d'heures travaillées ou la situation d'activité des particuliers. On ne peut donc évaluer la mesure dans laquelle les migrants ont accru leur nombre annuel d'heures travaillées du fait de leur déplacement vers l'Alberta ou de leur transition vers un emploi interprovincial dans cette province. Cependant, des données provenant d'autres ensembles de données indiquent, comme on le verra plus loin, qu'une proportion importante de particuliers faisant partie des échantillons sélectionnés aux fins de la présente étude ont été en chômage à un moment ou à un autre au cours d'une année donnée. En conséquence, l'étude comprend non seulement les particuliers qui ont vécu une situation de sous-emploi, mais aussi ceux qui n'ont pas traversé de période de chômage au cours d'une année donnée.

Dans le cadre de l'étude, on a recours à la fois à des estimateurs de groupement et à des estimateurs appliqués à des microdonnées afin d'évaluer l'effet causal des traitements et salaires annuels sur la migration et l'emploi interrégional. Cette stratégie tient à plusieurs facteurs.

Étant donné que la mobilité interprovinciale et la transition vers l'emploi interprovincial sont des événements peu fréquents, l'application de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) à des microdonnées ne produira pas forcément de bonnes estimations de l'effet partiel moyen des salaires annuels sur ces résultats (Wooldridge, 2010; Lewbel, Dong et Yang, 2012). L'application de l'estimateur par les doubles moindres carrés (DMC) à des microdonnées risque de soulever les mêmes problèmes. Pour surmonter ce problème, des modèles probit comportant des variables endogènes continues sont également estimés, et on calcule l'effet partiel moyen ainsi obtenu.

Si les salaires annuels ont un effet causal sur la migration et l'emploi interprovincial, les groupes de travailleurs où l'on observe les variations les plus prononcées sur le plan du salaire annuel moyen relatif devraient être ceux pour lesquels les taux de migration et de transition vers l'emploi interprovincial changent le plus. La grande taille de l'échantillon du FDLMO justifie l'agrégation des microdonnées en groupes — définis en fonction de multiples dimensions qui sont exposées ci-après — et l'utilisation d'estimateurs de groupement. On utilise d'abord la méthode des moindres carrés pondérés (à partir de l'estimateur de Wald [*efficient Wald estimator* ou EWALD]). La causalité inverse peut biaiser les résultats obtenus avec l'estimateur de Wald; aussi applique-t-on également la méthode des DMC aux données groupées[4].

Bref, l'étude compare l'application de trois estimateurs aux microdonnées (MCO, DMC et modèle probit) et de deux estimateurs aux données groupées (estimateur de Wald et DMC).

La possibilité qu'un jeune travailleur de sexe masculin i faisant partie d'un groupe d'âge c, vivant dans une province p et travaillant dans une entreprise de la catégorie de taille f déménage en Alberta (ou accepte un emploi dans cette province tout en demeurant résident de sa province

4 L'une des préoccupations soulevées par les estimateurs de groupement est que des renseignements privés utilisés pour permettre de déterminer l'incidence des salaires annuels sur la mobilité peuvent être perdus lorsque des microdonnées sont formées groupes. Le fait que la stratégie utilisée dans la présente étude pour déterminer cette incidence repose sur une variable instrumentale qui est égale à l'interaction des prix du pétrole et des effets de groupe (c'est-à-dire qui repose sur des observations par groupes et années) réconcilie ces préoccupations.

d'emploi) de l'année t à l'année $(t+1)$ est représentée par un indicateur binaire, S_{ijpt}. L'analyse au niveau des particuliers associe cet indicateur au élément suivants : les traitements et salaires annuels reels après impôt du jeune travailleur au cours de l'année t par rapport à ceux des travailleurs du même groupe d'âge ayant un emploi dans une entreprise appartenant à la même catégorie de taille en t/liberté. DIF_{ijpt} ; un vecteur des effets fixes de groupes. d_{ijt} ; un vecteur des effets de l'année. θ_j ; un ensemble d'indicateurs du marché du travail par rapport à ceux de l'/liberté. X_{ijpt} ; un ensemble de variables de contrôle. ε_{ijpt}. On utilise l'équation suivante :

$$Y_{ijpt} = \alpha_{ijt} + \theta_j + \beta_1 * DIF_{ijpt} + \beta_{ijpt} * \beta_1 + X_{ijpt} * \beta_2 + \varepsilon_{ijpt}, t = 2001, \ldots 2008 \qquad (1)$$

où ε_{ijpt} est un terme d'erreur. La variable explicative clé, DIF_{ijpt}, est égale au logarithme du salaire annuel réel après impôt du travailleur i au cours de l'année t moins la moyenne du logarithme des salaires annuels réels après impôt des travailleurs du groupe d'âge j relié à la catégorie de taille d'entreprise f en liberté au cours de l'année t[6].

Le vecteur X_{ijpt} comporte trois variables de contrôle : 1) le taux de chômage du groupe d'âge j dans la province p au cours de l'année t moins le taux de chômage pour le même groupe d'âge la même année en liberté. 2) le taux d'emploi à temps partiel involontaire du groupe d'âge j dans la province p au cours de l'année t moins le taux d'emploi à temps partiel involontaire pour le même groupe d'âge la même année en liberté. 3) le logarithme des salaires nominaux réels dans la province p au cours de l'année t moins le logarithme des salaires nominaux réels en liberté la même année[7].

Le vecteur Z_{ijpt} comprend des indicateurs binaires établissant si le travailleur i : 1) a obtenu des congés pour fins de scolarité et des dégrèvements relatives aux études pour des cours suivis dans un établissement d'enseignement postsecondaire au cours de l'année t; 2) a été mis à pied de façon permanente au cours de l'année t; 3) a été mis à pied de façon permanente au cours de l'année $(t-1)$; 4) a versé des cotisations syndicales au cours de l'année t; 5) a eu accès à un RPA ou à un RPDB au cours de l'année t. Ce vecteur comporte aussi les cotisations annuelles versées à des REER par le travailleur i au cours de l'année t. Les trois premières variables offrent la possibilité que les variables touchant la législation d'établissement d'enseignement et les pertes d'emploi récentes modifient la propension des travailleurs à rejoint ou à faire la transition vers un emploi interprovincial[8]. Pour sa part, la quatrième variable tient compte de la possibilité que les travailleurs syndiqués, du fait qu'ils gagnent généralement des salaires plus élevés que

---

5. Avant d'être agrégés et convertis en dollars réels, les traitements et salaires annuels sont définis au niveau des particuliers, c'est-à-dire qu'on en fait la somme pour l'ensemble des emplois occupés par un particulier donné. La catégorie de taille d'entreprises est attribuée au principal emploi occupé au cours d'une année donnée, soit l'emploi dont le travailleur tire les traitements et salaires annuels les plus élevés. Les salaires annuels après impôt sont calculés en fonction de la valeur de l'indice d'ensemble des prix et de consommation applicable à chaque province. Un calculateur des impôts canadiens mis au point par Morgan (2012) sert à calculer les traitements et salaires annuels après impôt.
6. Les données sur le chômage et l'emploi à temps partiel involontaire proviennent de l'Enquête sur la population active.
7. Si les salaires réels constituent le seul nouveau facteur venu s'ajouter à l'équation d'un établissement d'enseignement, la méthode estimative de l'équation (1) cela obtenue en l'absence de variables de contrôle au lieu de la législation d'un établissement d'enseignement. À l'opposé, si la législation d'un établissement d'enseignement vient en cause en raison de facteurs non reliés aux salaires réels, l'équation inclura des mesures de cette législation dans l'équation (1). En définitive, l'estimation de l'équation (1) en l'absence de contrôles de la législation d'un établissement d'enseignement donne des résultats très similaires à ceux présentés dans l'étude.

les autres travailleurs dont les caractéristiques observées sont équivalentes (Lemieux, 1998), soient moins susceptibles de migrer ou d'accepter des offres d'emploi dans d'autres régions que les travailleurs non syndiqués. La cinquième variable tient compte de la possibilité que la participation à un régime de pension augmente l'incitation des employés à continuer de travailler pour le même employeur et à ne pas migrer. À l'inverse, si les travailleurs possédant de grandes compétences sont répartis dans des entreprises offrant des régimes de rémunération généreux (y compris l'accès à un régime de pension), cette variable peut servir d'approximation des compétences non observées des travailleurs. Si les travailleurs dotés de grandes compétences reçoivent plus d'offres d'emploi que les autres travailleurs lorsqu'ils cherchent un nouvel employeur à l'intérieur ou à l'extérieur de leur province d'origine, cette variable pourrait présenter une corrélation positive avec la probabilité de migration. Enfin, les cotisations à des REER tiennent compte de la propension à épargner, qui peut être corrélée avec les attitudes personnelles à l'égard du risque et de la mobilité.

Puisque les migrants constituent probablement un échantillon non aléatoire de travailleurs rémunérés, il y a une corrélation plausible de $RW_{ag\rho t}$ avec $\varepsilon_{ag\rho t}$, ce qui soulève des problèmes d'endogénéité causés par la sélectivité. Si tel est le cas, les estimations de β_1 par la MCO seront biaisées. Une solution possible à ce problème consiste à utiliser une variable instrumentale et à appliquer la méthode des DMC.

Il s'agit de l'une des stratégies adoptées dans la présente étude. La variable instrumentale utilisée est égale à l'interaction entre les prix du pétrole lors d'une année donnée et la fraction des jeunes hommes travaillant dans l'industrie pétrolière au début de la période d'observation[8]. Plus précisément, la variable instrumentale est égale au produit des prix du pétrole au cours de la dernière année et de la fraction des jeunes hommes (du groupe d'âge a, dans la province p, pour la catégorie de taille d'entreprise f) qui travaillaient dans l'industrie pétrolière entre 1998 et 2001, $OIL_{ag\rho t} = (OIL_PRICE_{t-1}) * OIL_SHARE_{ag\rho\ 1998-2001}$[9].

Cette variable instrumentale est facile à justifier. Une hausse donnée des prix du pétrole devrait stimuler la demande de main-d'œuvre et les salaires annuels réels de façon plus marquée dans les provinces productrices de pétrole, soit l'Alberta, la Saskatchewan et Terre-Neuve-et-Labrador, que dans les autres provinces. Si tel est bien le cas, les salaires annuels de la Saskatchewan et de Terre-Neuve-et-Labrador devraient évoluer plus favorablement par rapport à ceux de l'Alberta que les salaires annuels des autres provinces (p. ex., le Québec et l'Ontario), où l'on peut s'attendre à ce que les salaires relatifs diminuent. Dès lors, toutes choses étant égales par ailleurs, la variable instrumentale devrait être corrélée positivement avec $RW_{ag\rho t}$. La croissance différentielle des revenus selon la province par suite de la hausse des prix du pétrole accroîtrait en retour les incitations à déménager en Alberta de façon plus marquée pour les jeunes hommes vivant dans des provinces non productrices de pétrole que pour ceux vivant en Saskatchewan et à Terre-Neuve-et-Labrador. La stratégie d'identification utilisée dans l'étude repose sur cette différentiation. Du fait que les hausses des prix du pétrole

---

8. Morissette, Chan et Lu (2015) ont recours à une stratégie similaire fondée sur une variable instrumentale pour examiner l'incidence des salaires horaires sur les inscriptions dans un établissement d'enseignement et la participation des jeunes au marché du travail.

9. Les prix du pétrole sont tirés du tableau CANSIM 329-0065 et sont fondés sur l'indice des prix des produits industriels pour les produits du pétrole et du charbon, lequel est indexé à 100,0 en 2002. Au moyen de données provenant de l'Enquête sur la population active, on calcule la fraction des jeunes travailleurs de sexe masculin ayant un emploi dans l'une des industries suivantes représentées par un code à quatre chiffres dans le Système de classification des industries de l'Amérique du Nord : extraction de pétrole et de gaz (2111); extraction de charbon (2121); activités de soutien à l'extraction minière, pétrolière et gazière (2131); construction d'installations de services publics (2371).

peuvent avoir des répercussions sur les revenus des jeunes avec un certain décalage, on utilise la valeur décalée d'un an des prix du pétrole pour élaborer la variable instrumentale.

Étant donné que la méthode des MCO et celle des DMC ne donnent pas nécessairement de bonnes estimations de l'effet partiel moyen des salaires annuels sur la migration et l'emploi interprovincial, des modèles probit comportant des variables explicatives endogènes continues sont également estimés. Plus précisément, on utilise la méthode en deux étapes de Rivers et Vuong (1988). Dans cette configuration, on procède d'abord à la régression de RW_{iapt} sur la variable instrumentale et les variables de contrôle. Les résidus de cette régression sont incorporés à un modèle probit qui comporte la variable explicative endogène (RW_{iapt}) de même que les variables de contrôle. On calcule ensuite l'effet partiel moyen des salaires annuels qui en résulte[10].

Le vecteur d'effets fixes de groupe, θ_{apt}, assure une interaction complète entre les groupes d'âge, la province de résidence et la catégorie de taille d'entreprise pour les jeunes hommes[11]. Par conséquent, la propension des travailleurs à migrer ou à faire la transition vers l'emploi interprovincial peut varier sans restriction selon le groupe d'âge, la province et la catégorie de taille d'entreprise, ce qui permet une spécification souple de la réaction des travailleurs aux changements touchant la structure salariale.

Plusieurs raisons peuvent faire en sorte que les taux de migration ou le nombre de transitions vers l'emploi interprovincial varient selon la taille de l'entreprise. Les grandes entreprises offrent un vaste marché interne où les possibilités de promotion et d'avancement professionnel peuvent être plus nombreuses que dans les entreprises plus petites. Elles offrent aussi un meilleur accès à un régime de pension que ces dernières (Morissette 1993). Ces deux facteurs peuvent réduire l'incitation des travailleurs à changer d'employeur et à migrer vers une autre province. De plus, les travailleurs qui présentent des différences sur le plan des compétences non observées — et donc également sur le plan des choix envisageables — peuvent se répartir dans des entreprises de tailles différentes et recevoir des avantages différents au titre de leurs compétences non mesurées[12].

Les données empiriques vont dans le sens de cette hypothèse. Abowd, Kramarz et Margolis (1999) utilisent des données administratives de la France et observent que les effets fixes au niveau des employés représentent les trois quarts des différences de salaires selon la taille des entreprises. Cette constatation sous-entend que les employés des grandes entreprises présentent des différences par rapport à ceux des entreprises plus petites sur certains plans non mesurés (par exemple des compétences non observées en résolution de problèmes) qui sont corrélés avec les taux de rémunération. Elle laisse aussi penser que l'éventail de choix qui s'offrent aux travailleurs des grandes entreprises diffère probablement de celui des travailleurs d'entreprises plus petites. Ferrer et Lluis (2008) utilisent des données canadiennes recueillies dans le cadre de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) et constatent que le rendement tiré des compétences non observées est plus élevé dans les entreprises de taille moyenne, c'est-à-dire celles qui comptent de 100 à 499 employés) que dans les grandes ou les petites entreprises. Si l'on ajoute à cela le fait que les grandes entreprises offrent de meilleurs régimes de pension et qu'elles puissent présenter de plus grandes possibilités d'avancement, ces

10. Voir Wooldridge (2010, pp. 585 à 589) pour obtenir plus de précisions.
11. Au total, neuf groupes d'âge (17 et 18 ans, 19 et 20 ans, 21 et 22 ans, 23 et 24 ans, 25 et 26 ans, 27 et 28 ans, 29 et 30 ans, 31 et 32 ans, 33 et 34 ans), neuf provinces (Terre-Neuve-et-Labrador, Île-du-Prince-Édouard, Nouvelle-Écosse, Nouveau-Brunswick, Québec, Ontario, Manitoba, Saskatchewan, Colombie-Britannique) et quatre catégories de taille d'entreprise (moins de 20 employés, 20 à 99 employés, 100 à 500 employés, plus de 500 employés) sont pris en compte, ce qui correspond à 324 cellules âge-province-taille d'entreprise.
12. En raison de l'absence de renseignements sur le niveau de scolarité des particuliers dans le FDLMO, il n'est pas possible de procéder à un groupement différent fondé sur l'interaction de l'âge, de la province et du niveau de scolarité.

constatations justifient clairement le groupement des données selon la taille des entreprises, en plus de l'âge et de la province.

Au moyen d'estimateurs de groupement, les microdonnées sont agrégées selon l'âge, la province et la taille de l'entreprise, puis l'équation suivante est estimée :

$$Y_{apft} = \theta_{apf} + \theta_t + \beta_1 * RW_{apft} + Z_{apft} * \beta_2 + X_{apt} * \beta_3 + \varepsilon_{apft}, t = 2001, \ldots 2008 \quad (2)$$

où la variable dépendante et les variables explicatives ont été redéfinies au niveau des groupes. L'équation (2) est d'abord estimée au moyen de la méthode des moindres carrés pondérés (avec l'estimateur de Wald), où les poids représentent les estimations de la population dans une cellule donnée. Étant donné que les déplacements interprovinciaux de travailleurs peuvent réduire les écarts de salaires annuels entre provinces, la causalité inverse peut biaiser les estimations de β_1 obtenues avec l'estimateur de Wald. Pour surmonter ce problème, on a aussi appliqué la méthode des DMC à l'équation (2), en utilisant la variable instrumentale définie précédemment.

La présente étude porte essentiellement sur les travailleurs célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans qui vivent à l'extérieur de l'Alberta pendant l'année t et qui n'occupent pas un emploi interprovincial au cours de l'année en question[13]. La période examinée va de 2001 à 2008, années où les fluctuations des salaires et des prix du pétrole étaient étroitement liées[14].

On a examiné deux échantillons. Le premier est composé de travailleurs célibataires de sexe masculin dont les traitements et salaires annuels au cours de l'année t étaient d'au moins 1 000 $ (en dollars de 2008). Le second comprend des travailleurs célibataires de sexe masculin dont les traitements et salaires annuels la même année étaient d'au moins 15 000 $ (toujours en dollars de 2008).

Le premier échantillon englobe les particuliers qui sont au bas de l'échelle de distribution des compétences chez les jeunes de même que ceux qui, pour différentes raisons, n'ont pas encore effectué une transition complète et définitive des études au travail. Une part importante des particuliers faisant partie de cet échantillon ont été au chômage à un certain moment au cours d'une année donnée. Par exemple, les données de l'EDTR montrent que, en 2001 et 2002, le cinquième des particuliers de cet échantillon avaient été sans emploi et avaient cherché du travail pendant au moins un mois (tableau 1), tandis que quelque 7 % d'entre eux avaient été dans cette situation pendant au moins six mois.

13. Les deux dernières restrictions font en sorte que les particuliers sont susceptibles de déménager en Alberta ou d'y accepter un emploi tout en continuant de résider dans leur province d'origine au cours de l'année suivante. Les particuliers qui n'ont pas d'emploi interprovincial pendant l'année t occupent, cette année-là, un emploi dans leur province de résidence (comme cela est indiqué sur leur État de la rémunération payée et sur leur déclaration de revenus des particuliers).
14. Les déplacements de travailleurs vers l'Alberta et les transitions vers un emploi interprovincial en Alberta pendant la période de 2001 à 2002 à celle de 2008 à 2009 sont associés aux variations salariales observées de 2001 à 2008.

Tableau 1
Pourcentage de jeunes hommes sans emploi, 2001 à 2008, certaines années

	Sans emploi au moins un mois durant l'année			Sans emploi et à la recherche d'un emploi pendant au moins six mois
	Total	A cherché un emploi durant cette période	N'a pas cherché d'emploi durant cette période	
	pourcentage			
Premier échantillon				
Hommes de 17 à 34 ans				
2001	38,9	19,8	26,4	7,5
2002	34,6	20,4	22,7	6,3
2007	35,5	17,6	25,1	4,7
2008	33,7	17,6	25,0	4,9
Hommes de 17 à 24 ans				
2001	49,6	24,3	35,2	9,1
2002	44,2	25,0	31,6	7,9
2007	45,8	21,9	34,3	5,9
2008	42,7	20,9	33,3	5,9
Hommes de 25 à 34 ans				
2001	24,1	13,8	14,2	5,4
2002	21,3	14,0	10,3	4,0
2007	21,5	11,7	12,7	3,2
2008	19,9	12,5	12,3	3,5
Second échantillon				
Hommes de 17 à 34 ans				
2001	21,9	10,9	13,7	2,9
2002	17,6	10,9	9,6	2,5
2007	20,3	11,0	12,5	1,6
2008	17,2	9,9	10,7	2,0
Hommes de 17 à 24 ans				
2001	29,4	13,9	18,9	3,2
2002	22,7	13,0	14,9	3,1
2007	26,9	13,7	18,8	1,5
2008	22,4	12,2	15,2	2,5
Hommes de 25 à 34 ans				
2001	17,6	9,2	10,6	2,7
2002	14,8	9,8	6,6	2,2
2007	16,1	9,3	8,5	1,6
2008	13,8	8,5	7,6	1,7

Notes : Le premier échantillon comprend les jeunes hommes célibataires ayant gagné entre 1 000 $ et 500 000 $ (en dollars de 2008) au cours de l'année *t*, qui vivaient ailleurs qu'en Alberta et qui n'avaient pas d'emploi interprovincial cette année-là. Le second comprend les jeunes hommes célibataires ayant gagné entre 15 000 $ et 500 000 $ (en dollars de 2008) au cours de l'année *t*, qui vivaient ailleurs qu'en Alberta et qui n'avaient pas occupé un emploi interprovincial cette année-là. Étant donné que certains particuliers sans emploi ont pu chercher du travail certains mois mais pas pendant d'autres mois, la somme des deux catégories (« a cherché un emploi » et « n'a pas cherché d'emploi ») ne correspond pas au total.

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir des données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

Le second échantillon est composé de particuliers qui participent de façon appréciable au marché du travail ou qui ont un niveau minimal d'employabilité[15]. Environ 11 % des particuliers de l'échantillon avaient été sans emploi et à la recherche d'un emploi pendant au moins un moins en 2001 et en 2002 (tableau 1).

Les deux échantillons correspondent probablement à des populations de jeunes très distinctes, aussi est-il préférable de les analyser séparément. Puisque l'étude est axée sur les décisions de mobilité des employés, les deux échantillons excluent les particuliers qui ont eu un revenu provenant d'un emploi autonome au cours de l'année de référence. Ils excluent également les particuliers qui ont gagné plus de 500 000 $ (en dollars de 2008) au cours de l'année t.

L'examen porte sur deux résultats : 1) le déménagement en Alberta entre l'année t et l'année $t+1$; 2) l'acceptation d'un emploi en Alberta au cours de l'année $t+1$ tout en continuant de résider dans sa province d'origine cette année-là. Tant pour les estimateurs de groupement que pour ceux appliqués aux microdonnées, les erreurs types sont regroupées par groupe d'âge et province, ce qui permet des formes non restreintes de corrélations sérielles au fil du temps à l'intérieur de ces regroupements.

4 Validité et pertinence de la variable instrumentale

4.1 Validité

Les hausses des prix du pétrole peuvent influer de deux manières sur les salaires annuels. D'abord, elles peuvent entraîner une hausse du salaire horaire des employés. Ensuite, si l'on suppose que le nombre d'emplois demeure constant, elles peuvent donner lieu à un changement dans la composition des emplois, soit un déplacement vers les emplois assortis d'un nombre relativement élevé d'heures de travail par année, ce qui peut prendre la forme d'une augmentation du nombre d'emplois permanents ou du nombre d'emplois à temps plein durant toute l'année, de pair avec une diminution du nombre d'emplois temporaires et d'emplois à temps partiel durant toute l'année[16].

Cela dit, les hausses des prix du pétrole peuvent influer sur la mobilité de la main-d'œuvre et l'emploi interprovincial, non seulement en entraînant des changements dans la structure spatiale des salaires annuels, mais également en modifiant les taux de chômage dans différentes régions. De manière à éliminer la possibilité que β_1 rende compte de l'incidence des variations du chômage et du sous-emploi plutôt que de celle des salaires annuels, deux variables de contrôle sont utilisées : 1) les taux de chômage par âge dans la province p par rapport à ceux observés en Alberta; 2) les taux d'emploi à temps partiel involontaire par âge dans la province p par rapport à ceux observés en l'Alberta[17]. Les salaires minimums réels, lesquels peuvent influer sur les deux résultats en question, sont aussi utilisés à des fins de contrôle pour rendre compte de la possibilité que les administrations provinciales modifient les salaires minimums en réaction à des chocs économiques.

15. Selon les données de l'EDTR, les deux tiers des particuliers faisant partie de cet échantillon ont travaillé 48 semaines ou plus au cours de la période allant de 2001 à 2008, comparativement à la moitié environ de ceux du premier échantillon.
16. Si les emplois permanents sont assortis de salaires plus élevés que les emplois temporaires, cet effet associé à la composition aura tendance à faire augmenter les salaires horaires moyens.
17. Les deux variables sont endogènes en ce qui a trait à la migration et à l'emploi interrégional. Néanmoins, les estimations de l'incidence des salaires demeureront cohérentes tant et aussi longtemps que la variable instrumentale utilisée dans cette étude n'est pas corrélée au terme d'erreur, après conditionnement sur les facteurs observables (dont le chômage et l'emploi à temps partiel involontaire) (Stock et Watson, 2011). Toutefois, contrairement à l'incidence estimée des salaires, les estimations des paramètres pour le chômage et le travail à temps partiel involontaire des jeunes ne se prêteront pas à une interprétation causale.

Les écarts provinciaux au chapitre des coûts de logement sont susceptibles de remettre en question la validité de la variable instrumentale utilisée. Les migrants éventuels comparent sans doute, non seulement la croissance des salaires réels entre provinces, mais aussi les différences dans le coût de la vie d'une province à l'autre, avant de prendre la décision de migrer. Les salaires annuels réels dans l'équation (1) sont calculés à partir de valeurs fondées sur l'Indice des prix à la consommation (IPC) qui prennent en compte les changements du coût de la vie selon la province au fil du temps, mais non les différences provinciales au chapitre du coût de la vie à un moment précis. La croissance plus rapide des salaires réels en Alberta ne signifie pas pour autant que le pouvoir d'achat associé aux salaires des migrants va augmenter une fois que ceux-ci y auront déménagé[18,19]. Si les hausses des prix du pétrole donnent lieu à une augmentation plus marquée des coûts de logement en Alberta que dans les provinces non productrices de pétrole (tableau 2), et si les coûts de logement influent sur la décision de migrer ou non, β_1 reflètera à la fois un effet lié aux salaires et un effet lié aux coûts de logement. Toutefois, étant donné que la croissance plus rapide des salaires réels en Alberta sera susceptible de faire augmenter la migration vers cette province, alors que l'augmentation plus rapide des coûts de logement aura probablement tendance à réduire cette migration vers l'Alberta, les valeurs de β_1 obtenues avec l'équation (1) (ci-après, le modèle 1) constitueront des estimations prudentes de l'incidence des salaires sur la migration.

18. Les indices de prix calculés par Statistique Canada sont : a) soit des indices temporels qui rendent compte des changements, par province, du coût de la vie, mais pas des différences régionales au niveau du coût de la vie à un moment précis; b) soit des indices spatiaux qui comparent le coût de la vie entre villes, mais ne rendent pas compte des variations différentielles du coût de la vie dans ces villes au fil du temps. En ce qui concerne les indices temporels utilisés pour le calcul des salaires réels dans l'équation (1), l'Indice des prix à la consommation (IPC) est fixé à 100,0 dans toutes les provinces lors d'une année donnée (p. ex., 2002). Pour ce qui est des indices spatiaux, l'IPC est fixé à 100,0 dans une ville donnée chaque année. Il n'existe pas à l'heure actuelle d'indice des prix au Canada qui rende compte à la fois des différences dans le coût de la vie entre provinces à un moment donné et des variations différentielles des prix au fil du temps d'une province à l'autre.
19. Pour exprimer la chose de façon claire, supposons ce qui suit : a) le salaire annuel et le loyer annuel en Alberta en 2001 se chiffrent respectivement à 50 000 $ et à 12 500 $ (dollars courants); b) le salaire annuel et le loyer annuel dans les autres provinces la même année sont de 40 000 $ et de 8 000 $, respectivement; c) le salaire annuel en Alberta a grimpé à 55 000 $ en 2008, tandis que les coûts locatifs sont demeurés inchangés; d) le salaire annuel et le loyer annuel dans les autres provinces demeurent inchangés. Dans un tel scénario, déménager en Alberta réduirait le pouvoir d'achat associé au salaire d'un particulier défini en fonction d'unités d'habitation (de 5,0 à 4,4, c'est-à-dire de 40 000 $/8 000 $ à 55 000 $/12 500 $), et ce, même si le salaire réel a augmenté plus rapidement en Alberta que dans les autres provinces.

Tableau 2
Loyer annuel médian, par province, 2001-2002 et 2007-2008

	2001-2002	2007-2008	Variation entre 2001-2002 et 2007-2008
	dollars courants		pourcentage
Loyer annuel médian			
Terre-Neuve-et-Labrador	5 880	6 630	12,8
Île-du-Prince-Édouard	6 240	7 800	25,0
Nouvelle-Écosse	6 590	7 500	13,8
Nouveau-Brunswick	5 940	6 636	11,7
Québec	5 800	6 900	19,0
Ontario	8 476	9 500	12,1
Manitoba	5 760	7 180	24,7
Saskatchewan	5 796	7 500	29,4
Colombie-Britannique	7 800	8 920	14,4
Alberta	7 680	10 560	37,5
		dollars courants	
Loyer annuel médian en Alberta moins le loyer annuel médian dans les autres provinces			
Terre-Neuve-et-Labrador	1 800	3 930	2 130
Île-du-Prince-Édouard	1 440	2 760	1 320
Nouvelle-Écosse	1 090	3 060	1 970
Nouveau-Brunswick	1 740	3 924	2 184
Québec	1 880	3 660	1 780
Ontario	-796	1 060	1 856
Manitoba	1 920	3 380	1 460
Saskatchewan	1 884	3 060	1 176
Colombie-Britannique	-120	1 640	1 760

Notes : Loyer annuel médian versé par les locataires. Les chiffres sont exprimés en dollars courants et incluent les dépenses au titre de l'eau, du combustible et de l'électricité.
Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir des données de l'Enquête sur les dépenses des ménages de 2001, 2002, 2007 et 2008.

Afin de prendre en compte explicitement les coûts de logement, trois versions supplémentaires de l'équation (1), en plus du modèle 1, sont examinées dans l'étude.

Le modèle 2 ajoute au modèle 1 une variable de contrôle qui mesure le loyer annuel médian dans la province p par rapport au loyer annuel médian en Alberta[20]. Étant donné que les variations des coûts de logement à l'intérieur des provinces sont déjà prises en considération dans l'IPC (qui est le déflateur utilisé pour RW_{iapft}), le modèle 2 pourrait comporter un double contrôle des variations des coûts de logement à l'intérieur des provinces.

Pour éviter ce problème, le modèle 3 comprend le revenu annuel médian dans la province p par rapport au loyer annuel médian en Alberta, mais RW_{iapft} (logarithme du salaire annuel réel après impôt du particulier i au cours de l'année t moins la moyenne du logarithme des salaires annuels réels après impôt des autres travailleurs du groupe d'âge a travaillant dans des entreprises dont

20. Cette variable de contrôle est égale au logarithme du loyer annuel médian dans la province p au cours de l'année t (mesuré en dollars courants) moins le logarithme du loyer annuel médian en Alberta la même année. Le loyer annuel médian est calculé à partir des données de l'Enquête sur les dépenses des ménages de 2001 à 2008.

la taille correspond à la catégorie f en Alberta au cours de l'année t) est remplacé par NW_{iaft}. Il s'agit du logarithme du salaire annuel nominal après impôt du particulier i au cours de l'année t moins la moyenne du logarithme des salaires annuels nominaux après impôt des autres travailleurs du groupe d'âge a travaillant dans des entreprises dont la taille correspond à la catégorie f en Alberta au cours de l'année t. Ce remplacement se justifie par la prise en compte des différences de coût de la vie par province ainsi que des variations au fil du temps du coût de la vie par province d'après le loyer médian.

Le modèle 4 atteint le même objectif; on y remplace RW_{iaft} par une autre mesure des salaires qui effectue la déflation des salaires annuels nominaux dans chaque province selon le loyer annuel médian (au lieu des valeurs de l'IPC par province). Puisque l'influence des coûts de logement est prise en compte directement par cette mesure des salaires, le modèle 4 ne comprend pas les loyers annuels médians à titre de variable explicative distincte. On examine aussi trois autres versions de l'équation (2). Que l'on utilise des microdonnées ou des données groupées, c'est la spécification du modèle 3 qui est privilégiée. D'abord, contrairement au modèle 1, le modèle 3 tient explicitement compte des différences provinciales au chapitre du coût de la vie à un moment précis; ensuite, contrairement au modèle 2, il ne donne pas lieu à un double contrôle des variations des coûts de logement à l'intérieur des provinces; enfin, contrairement au modèle 4, il n'oblige pas le coefficient du loyer annuel médian à être égal, en valeur absolue, au coefficient des salaires annuels nominaux.

4.2 Pertinence

Les tableaux 4 et 5 montrent que, la variable instrumentale choisie, OIL_{aft}, est en général étroitement corrélée avec les différentes mesures des salaires utilisées dans le cadre de l'étude. C'est le cas à la fois pour les données groupées et pour les microdonnées. Dans les modèles 1 à 3, les valeurs de la statistique F de premier degré vont de 9,2 à 19,1 dans le premier échantillon (tableau 4), et de 33,6 à 52,4 dans le second (tableau 5). Les valeurs de la statistique F de premier degré observées dans le modèle 4 sont plus basses. Il ressort des résultats (non présentés) que la variable instrumentale est corrélée positivement avec les différentes mesures des salaires, comme prévu. Les coefficients de OIL_{aft} sont en général proches de 0,02. Cela laisse supposer que, si les prix du pétrole doublaient par rapport à leur niveau de 2002, cela accentuerait de 10 % la croissance des salaires relatifs dans les provinces où la probabilité de travailler dans l'industrie pétrolière était égale à 5 % au cours de la période allant de 1998 à 2001, comparativement aux provinces non productrices de pétrole[21].

21. Une situation où les prix du pétrole doublent par rapport à leur niveau de 2002 suppose une hausse de 100 de l'indice des prix du pétrole. Si l'on multiplie 100 par le produit de 0,05 et du coefficient 0,02, on obtient 0,10, qui constitue la mesure dans laquelle les salaires relatifs augmenteraient plus rapidement dans les provinces productrices de pétrole que dans les autres. Durant la période de 1998 à 2001, le pourcentage d'hommes célibataires de 17 à 34 ans travaillant dans l'industrie pétrolière a été en moyenne de 7,4 % en Alberta, de 4,6 % en Saskatchewan et de 1,8 % à Terre-Neuve-et-Labrador.

5 Résultats

5.1 Résultats descriptifs

De 2001 à 2008, les prix payés pour le pétrole aux producteurs canadiens ont plus que doublé. En 2008, l'Indice des prix des produits industriels pour les produits du pétrole et du charbon s'établissait à 230,2, comparativement à 106,5 en 2001 (graphique 1)[22]. Cette hausse des prix du pétrole a alimenté une forte croissance de l'activité économique dans les trois provinces productrices de pétrole, soit l'Alberta, la Saskatchewan et Terre-Neuve-et-Labrador[23]. Les salaires annuels réels des hommes âgés de moins de 35 ans ont augmenté plus rapidement dans ces provinces que dans les autres, ce qui a induit des changements dans la structure spatiale des salaires. Cela a eu comme conséquence que les salaires annuels relatifs — traitements et salaires réels par rapport à ceux observés en Alberta — ont diminué dans les provinces non productrices de pétrole de 2001 à 2008, mais pas dans les deux autres provinces productrices de pétrole (graphique 2).

Ces changements dans la structure régionale des revenus étaient associés à une hausse des taux de migration vers l'Alberta. Le pourcentage de travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 24 ans qui ont migré vers l'Alberta est passé de 0,55 % de 2001 à 2002 à 1,20 % de 2005 à 2006 (graphique 3). Les taux de migration correspondants pour les travailleurs dans la même situation et âgés de 25 à 34 ans sont quant à eux passés de 0,45 % à 0,95 % au cours de la même période. Dans l'ensemble, les taux de migration des travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans ont doublé, passant de 0,51 % de 2001 à 2002 à 1,10 % de 2005 à 2006 (tableau 3-2). Les taux de migration vers l'Alberta ont diminué par la suite, tout en demeurant plus élevés de 2007 à 2008 que pendant la période allant de 2001 à 2002. De même, les transitions vers l'emploi interprovincial en Alberta de 2007 à 2008 ont été supérieures à celles observées de 2001 à 2002 (graphique 4). Dans les deux cas, on a observé une baisse de 2008 à 2009 par rapport à 2007 à 2008, au début du récent ralentissement économique.

Le rythme de croissance en ce qui touche la migration vers l'Alberta et la transition vers l'emploi interprovincial en Alberta a varié d'une province à l'autre. De la période allant de 2001 à 2002 à celle allant de 2007 à 2008, le pourcentage de particuliers déménageant en Alberta a augmenté pour toutes les provinces, à l'exception de la Saskatchewan et de la Colombie-Britannique (tableau 3-2). Dans ces deux provinces, peu de changements ont été observés au cours de cette période au chapitre des traitements et salaires annuels relatifs (et donc des revenus annuels relatifs) (tableau 3-1). De toutes les provinces, l'Ontario est celle où les revenus annuels relatifs ont diminué le plus, soit de 0,16 point logarithme (environ 16 %), passant de -0,23 en 2001 à -0,39 en 2007. Alors que la mobilité et l'emploi interprovincial observés en Ontario ont eu tendance à être relativement peu marqués par rapport à ce que l'on a constaté en Alberta, le taux de migration de l'Ontario vers l'Alberta et les transitions vers l'emploi interprovincial de l'Ontario à l'Alberta ont plus que doublé au cours de cette période. Par conséquent, une simple interprétation des tableaux 3-1 et 3-2 selon la méthode de la différence des différences donne à penser que, chez les jeunes hommes vivant dans certaines provinces où les revenus annuels réels ont connu une diminution proportionnelle relativement marquée par rapport à ceux versés

22. Considérant que l'importance relative des produits du charbon dans la composition de cet indice de prix est de 5 % seulement, la plus grande partie de sa variation découle de l'évolution des prix des produits du pétrole. L'Indice des prix des produits industriels pour les produits du pétrole et du charbon provient du tableau CANSIM 329-0065 et est égal à 100,0 en 2002.

23. Entre 1997 et 2008, ces trois provinces représentaient 97 % de la production totale de pétrole brut des dix provinces canadiennes (tableau CANSIM 126-0001). Plus précisément, les pourcentages ont été de 68 % pour l'Alberta, de 19 % pour la Saskatchewan et de 10 % pour Terre-Neuve-et-Labrador.

en Alberta, on a observé une plus forte augmentation proportionnelle de la migration vers l'Alberta et de l'emploi interprovincial en Alberta que chez les autres jeunes hommes[24,25].

Tableau 3-1
Salaires annuels relatifs par province, 2001 à 2008, *premier* échantillon

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
	valeur logarithmique							
Terre-Neuve-et-Labrador	-0.70	-0.64	-0.61	-0.67	-0.73	-0.74	-0.64	-0.60
Île-du-Prince-Édouard	-0.42	-0.41	-0.36	-0.39	-0.48	-0.52	-0.51	-0.52
Nouvelle-Écosse	-0.47	-0.41	-0.42	-0.42	-0.50	-0.55	-0.51	-0.51
Nouveau-Brunswick	-0.47	-0.41	-0.40	-0.41	-0.52	-0.53	-0.51	-0.51
Québec	-0.33	-0.27	-0.26	-0.29	-0.36	-0.37	-0.36	-0.35
Ontario	-0.23	-0.20	-0.21	-0.24	-0.34	-0.39	-0.39	-0.42
Manitoba	-0.33	-0.28	-0.27	-0.32	-0.38	-0.41	-0.39	-0.39
Saskatchewan	-0.26	-0.21	-0.20	-0.24	-0.29	-0.29	-0.26	-0.23
Colombie-Britannique	-0.26	-0.22	-0.21	-0.22	-0.28	-0.30	-0.28	-0.30
Ensemble des neuf provinces	-0.29	-0.25	-0.24	-0.28	-0.35	-0.38	-0.37	-0.38

Notes : L'échantillon est constitué de travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans qui ont gagné entre 1 000 $ et 500 000 $ (en dollars de 2008) au cours de l'année *t*, qui vivaient ailleurs qu'en Alberta et qui n'occupaient pas un emploi interprovincial cette année-là. Les salaires annuels relatifs sont égaux à la moyenne du logarithme des traitements et salaires annuels réels après impôt dans une province donnée moins la moyenne du logarithme des traitements et salaires annuels réels après impôt en Alberta.

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir des données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre.

24. Cet argument a trait à la corrélation entre le logarithme des taux de mobilité et le logarithme des salaires relatifs. Une question empirique que l'on peut poser — et qui se rapporte au choix de la forme fonctionnelle des résultats examinés ici — est de savoir si le même argument peut être avancé en ce qui a trait à la corrélation entre le niveau des taux de mobilité et le logarithme des salaires relatifs. Ce point est abordé dans le contexte de la présentation des résultats des régressions.
25. Le fait qu'il y a eu une hausse des taux de migration et des transitions vers l'emploi interprovincial à Terre-Neuve-et-Labrador de 2001 à 2002 à 2007 à 2008 malgré l'augmentation des revenus annuels relatifs laisse croire que d'autres facteurs ont joué un rôle, par exemple des changements au chapitre des possibilités d'emploi.

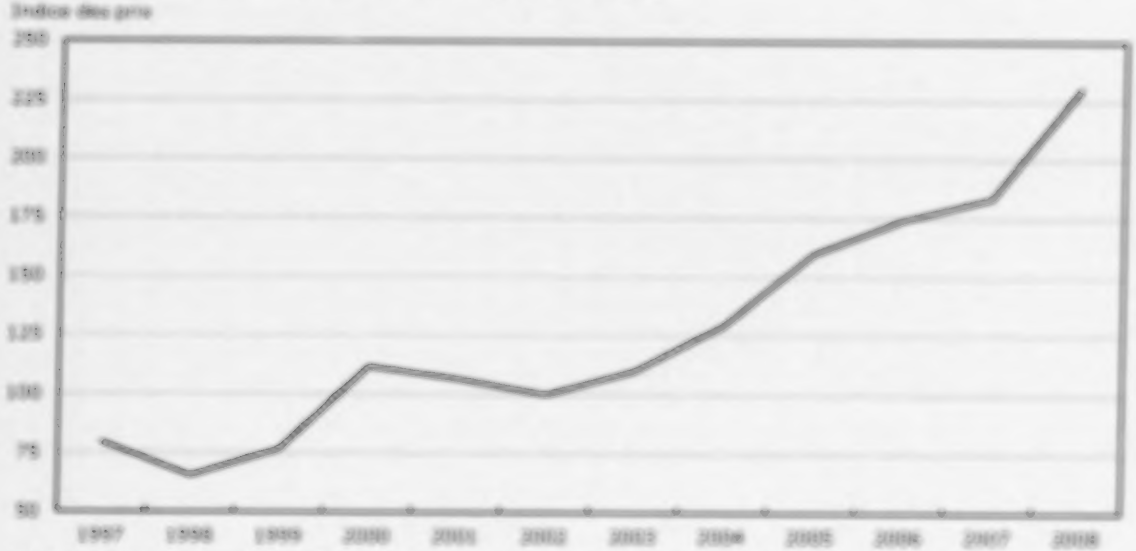
Tableau 3-2
Mobilité interprovinciale et emploi interprovincial, premier échantillon

	2001 à 2002	2002 à 2003	2003 à 2004	2004 à 2005	2005 à 2006	2006 à 2007	2007 à 2008	2008 à 2009
				pourcentage				
Particuliers déménageant en Alberta								
Terre-Neuve-et-Labrador	1,22	2,26	2,67	4,85	5,42	2,51	2,24	1,05
Île-du-Prince-Édouard	1,21	0,78	1,96	3,64	3,43	2,06	2,36	0,30
Nouvelle-Écosse	1,02	1,53	1,32	2,21	3,64	2,01	1,78	0,57
Nouveau-Brunswick	0,64	0,74	0,91	1,64	2,75	1,27	1,53	0,38
Québec	0,08	0,04	0,06	0,09	0,28	0,20	0,21	0,07
Ontario	0,23	0,25	0,26	0,38	0,78	0,68	0,60	0,30
Manitoba	0,82	0,80	1,05	1,80	1,99	1,18	1,20	0,50
Saskatchewan	2,68	2,82	2,64	3,62	3,56	1,81	1,29	0,66
Colombie-Britannique	1,50	1,32	1,08	1,39	1,56	0,97	0,79	0,73
Ensemble des neuf provinces	0,51	0,51	0,52	0,77	1,10	0,72	0,65	0,34
Particuliers obtenant un emploi en Alberta								
Terre-Neuve-et-Labrador	1,40	1,39	1,69	2,81	4,27	4,30	4,58	1,33
Île-du-Prince-Édouard	1,48	1,43	1,59	1,99	4,68	3,85	3,54	1,21
Nouvelle-Écosse	0,72	0,86	0,93	1,49	2,63	2,36	2,20	1,06
Nouveau-Brunswick	0,57	0,35	0,61	1,10	1,97	1,83	2,07	0,49
Québec	0,22	0,17	0,21	0,26	0,39	0,38	0,36	0,13
Ontario	0,22	0,24	0,23	0,26	0,60	0,52	0,56	0,23
Manitoba	0,80	0,75	1,00	1,20	1,58	1,59	1,52	0,54
Saskatchewan	3,01	4,00	4,06	5,33	5,90	4,52	3,91	2,14
Colombie-Britannique	1,48	1,37	1,29	1,69	1,73	1,41	1,57	1,01
Ensemble des neuf provinces	0,54	0,55	0,58	0,75	1,06	0,92	0,92	0,44

Notes : L'échantillon est constitué de travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans qui ont gagné entre 1 000 $ et 500 000 $ (en dollars de 2009) au cours de l'année *t*, qui vivaient ailleurs qu'en Alberta et qui n'occupaient pas un emploi interprovincial cette année-là. Les particuliers obtenant un emploi en Alberta sont ceux qui commencent à travailler dans cette province tout en continuant de résider dans leur province d'origine.

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir des données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre.

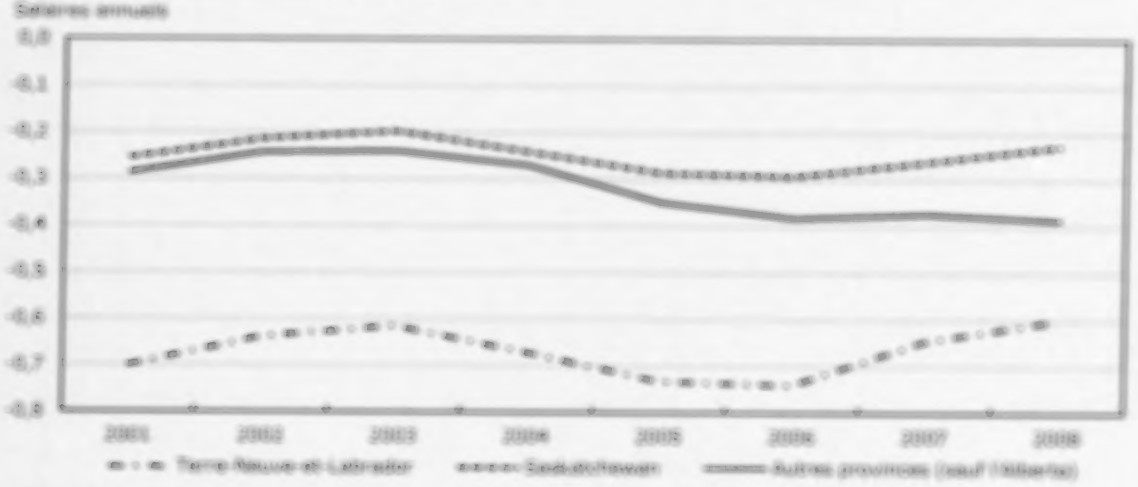
Graphique 1
Indice des prix des produits industriels pour les produits du pétrole et du charbon, 1997 à 2008 (2002 = 100)



Notes : L'indice des prix des produits industriels pour les produits du pétrole et du charbon a principalement trait aux produits du pétrole.

Source : Statistique Canada, tableau 329-0063 de CANSIM.

Graphique 2
Salaires annuels relatifs, 2001 à 2008

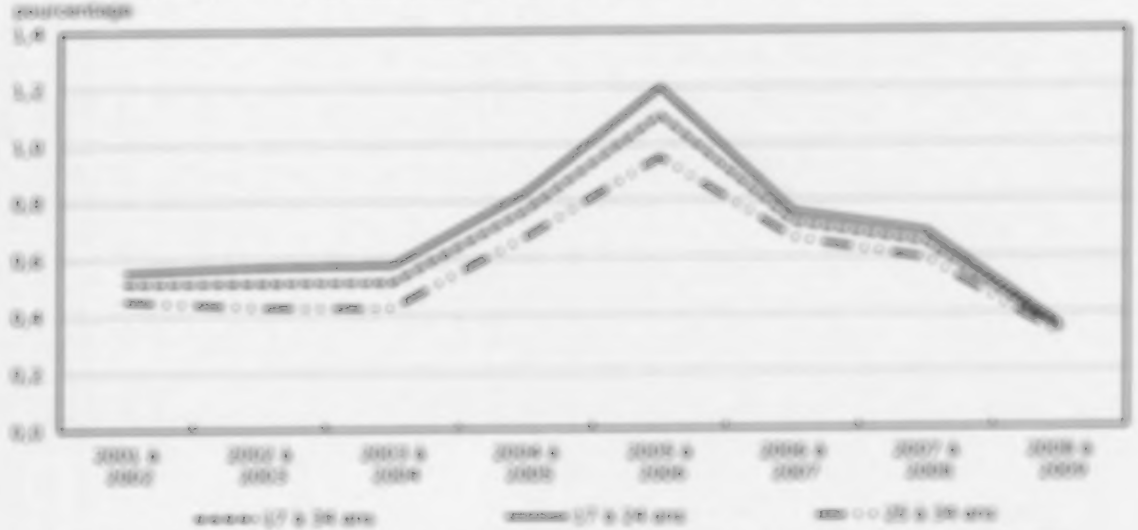


Notes : L'échantillon est constitué de travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 39 ans qui ont gagné entre 1 000 $ et 500 000 $ (en dollars de 2008) au cours de l'année t, qui vivaient ailleurs qu'en Alberta et qui n'occupaient pas un emploi interprovincial cette année-là. Les salaires annuels relatifs sont égaux à la moyenne du logarithme des traitements et salaires réels après impôt des travailleurs du groupe d'âge a vivant dans la province p pour la catégorie de taille d'entreprise f moins la valeur correspondante en Alberta.

Sources : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir des données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre.

Graphique 5
Pourcentage des jeunes hommes désengagés en Alberta, selon l'âge

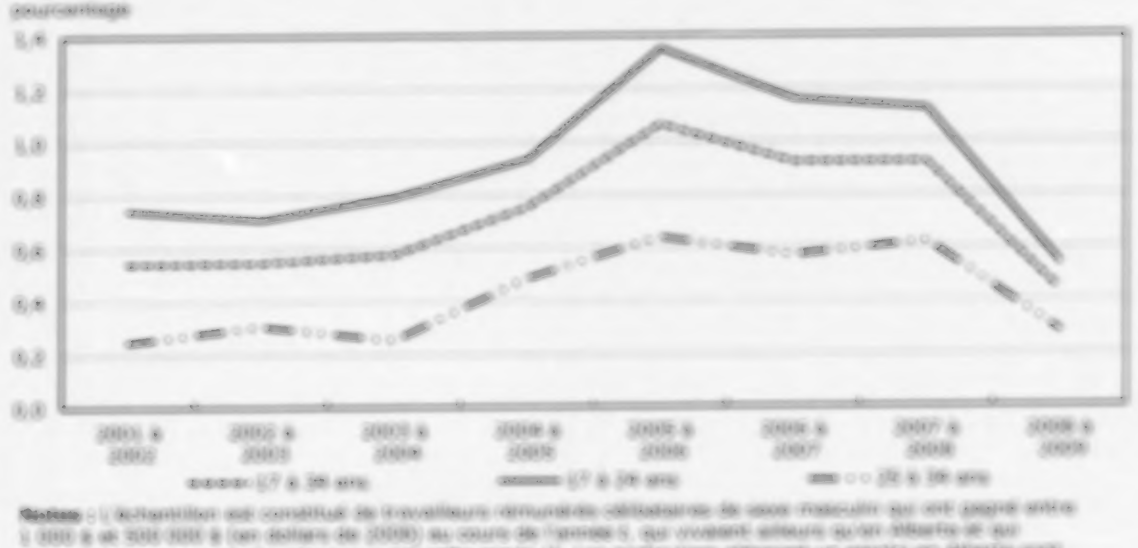
pourcentage



Notes : Le désengagé est constitué de travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin qui ont gagné entre 1 000 $ et 100 000 $ (en dollars de 2008) au cours de l'année t, qui vivaient ailleurs qu'en Alberta et qui n'occupaient pas un emploi interprovincial cette année-là.
Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir des données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre.

Graphique 6
Pourcentage des jeunes hommes désengagés en emploi en Alberta, selon l'âge

pourcentage



Notes : Le désengagé est constitué de travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin qui ont gagné entre 1 000 $ et 100 000 $ (en dollars de 2008) au cours de l'année t, qui vivaient ailleurs qu'en Alberta et qui n'occupaient pas un emploi interprovincial cette année-là. Les particuliers obtenant un emploi en Alberta sont ceux qui commencent à travailler dans cette province tout en continuant de résider dans leur province d'origine.
Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir des données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre.

3.2 Résultats des régressions

Le tableau 6 présente les résultats des régressions pour le premier échantillon, c'est-à-dire les jeunes hommes ayant gagné au moins 1 000 $ durant l'année de référence. Peu importe le modèle, les estimations de β_1 selon la méthode des MCO sont essentiellement égales à zéro, ce qui semble indiquer que les travailleurs ne réagissent pas aux changements touchant la structure spatiale des revenus. L'application de l'estimateur par les [illegible]MC aux microdonnées entraîne toutefois le rejet de cette conclusion. Par exemple, les modèles 1 à 3 montrent que β_1 varie entre -0,18 et -0,22. Autrement dit, une baisse de 10 % des salaires annuels par rapport à ceux observés en Alberta donne lieu à une hausse de la probabilité de migrer vers l'Alberta pouvant aller de 1,8 point de pourcentage (0,018) à 2,2 points de pourcentage (0,022), par rapport à un taux de référence de 0,84 %. Les estimations par les [illegible]MC à partir de données groupées présentent un ordre de grandeur similaire et sont à peu près 20 fois plus élevées — en valeur absolue — que celles obtenues avec l'estimateur de Wald[26]. Tout comme avec les modèles 1 à 3, les estimations par les [illegible]MC produites avec le modèle 4 laissent penser que la mobilité interprovinciale augmente compte tenu de l'accentuation des écarts salariaux interrégionaux. Toutefois, ces estimations reposent sur des régressions de première étape qui sont plus faibles que celles qui sous-tendent les modèles 1 à 3, de sorte qu'il convient de les interpréter avec prudence.

Qu'elles reposent sur des microdonnées ou sur des données groupées, les estimations par les [illegible]MC indiquent aussi de façon générale qu'une plus forte proportion de jeunes hommes deviennent des employés interprovinciaux lorsque les écarts salariaux interrégionaux se creusent. Il ressort des résultats des modèles 1 à 3 qu'une baisse de 10 % des salaires par rapport à ceux versés en Alberta fait augmenter la probabilité d'accepter un emploi en Alberta tout en continuant de résider dans sa province d'origine dans une proportion pouvant aller de 3,73 point de pourcentage (0,037) à 1,3 point de pourcentage (0,013), par rapport à un taux de base de 3,72 %[27].

Le tableau 9 présente des résultats se rapportant au second échantillon, c'est-à-dire les jeunes hommes ayant gagné au moins 10 000 $ durant l'année de référence. Pour cet échantillon, les modèles 1 à 3 produisent des estimations de β_1 selon la méthode des [illegible]MC qui sont très similaires à celles obtenues à l'égard du premier échantillon, tant pour la migration que pour la transition vers l'emploi interprovincial.

Les résultats présentés jusqu'ici sont fondés sur des modèles linéaires, de sorte que les estimations de l'effet partiel moyen des salaires annuels sur les résultats binaires examinés ne

---

26 Les tableaux 1 et 2 de l'annexe présentent les résultats détaillés obtenus en ce qui concerne les modèles 1 et 3 au moyen de la méthode des doubles moindres carrés. Comme cela était prévu, les résultats fondés sur des microdonnées et sur des données groupées indiquent que les jeunes hommes fréquentant un établissement d'enseignement postsecondaire étaient moins susceptibles que les autres de migrer vers l'Alberta. Il en va de même pour les jeunes hommes mis à pied au cours de l'année 0 ou 1. À l'opposé, les jeunes hommes participant à un régime de pension agréé ou à un régime de participation différée aux bénéfices (facteur d'équivalence positif) ou qui avaient versé des cotisations relativement élevées à des REER étaient plus susceptibles de migrer vers l'Alberta que les autres. Toutes choses étant égales par ailleurs, la probabilité que des jeunes hommes déménagent en Alberta a diminué après 2008 par rapport à 2001, comme le révèlent les coefficients négatifs pour les indicateurs binaires en 2005, 2007 et 2008.

27 Les tableaux 1 et 2 de l'annexe présentent des résultats distincts, fondés sur le premier échantillon, pour les hommes de 17 à 24 ans et ceux de 25 à 30 ans. Même si, bien souvent, les résultats des hommes de 25 à 30 ans ne sont pas statistiquement différentes, aux seuils habituels (5 %), de celles des hommes de moins de 25 ans, la comparaison de ces deux tableaux semble généralement indiquer que les hommes célibataires de moins de 25 ans tendent à migrer dans une plus grande mesure aux variations des salaires que les hommes célibataires de 25 à 30 ans. Cette observation concorde avec l'une des relations les plus universelles en matière de mobilité, entre l'âge et la migration, comme le mentionne Greenwood (1997), à savoir que la propension à migrer atteint souvent son point culminant vers le début de la vingtaine.

sont peut-être pas appropriées. Le tableau 6 aborde ce point et présente des estimations des effets partiels moyens des salaires annuels qui sont obtenues après la mise en application de la méthode en deux étapes de Rivers et Vuong (1988). Dans le premier échantillon, les modèles 1 à 3 montrent qu'une baisse de 10 % des salaires annuels par rapport à ceux versés en Alberta accroît la probabilité de migrer vers cette province dans une proportion de 0,7 point de pourcentage à 0,8 point de pourcentage. Les hausses correspondantes de la probabilité de migration se situent entre 0,7 point de pourcentage et 0,9 point de pourcentage dans le cas du second échantillon. On constate donc que, pour les deux échantillons, les effets partiels moyens selon des modèles probit comportant des variables explicatives endogènes représentent moins de la moitié de ceux obtenus avec les modèles linéaires des tableaux 4 et 5. Cette conclusion se vérifie lorsque les effets partiels moyens des salaires annuels sur la probabilité de faire la transition vers un emploi interprovincial, tels qu'ils ont été exposés au tableau 6, sont comparés à ceux des tableaux 4 et 5.

Les tableaux 4 à 6 mettent en relation les changements des taux de migration avec les changements proportionnels des salaires annuels relatifs. Une question importante consiste à savoir si les résultats présentés dans ces tableaux se vérifient lorsque les variations proportionnelles des taux de migration sont mises en relation avec les variations proportionnelles des salaires relatifs. Le tableau 7 permet de répondre à cette question pour le premier échantillon. On y évalue si les résultats fondés sur des données groupées au tableau 4 se vérifient lorsque la variable dépendante est modélisée au moyen de logarithmes plutôt qu'en utilisant des niveaux. Les modèles 1 à 3 montrent que l'utilisation de logarithmes donne une élasticité des salaires un peu plus basse, en valeur absolue, par rapport à la probabilité de migrer en Alberta[28]. Par exemple, cette élasticité des salaires est égale à -31,3 lorsqu'on utilise des logarithmes dans le modèle 3, contre -33,1 lorsqu'on utilise des niveaux. Le tableau 7 montre aussi que les paramètres des salaires au regard de la probabilité de transition vers l'emploi interprovincial dans les modèles 1 à 3 cessent d'être statistiquement significatifs lorsque la variable dépendante est modélisée sous forme logarithmique. Par conséquent, les résultats relatifs à la probabilité de déménager en Alberta résistent à la forme fonctionnelle employée, tandis que les résultats relatifs à la probabilité de faire la transition vers un emploi interprovincial sont sensibles à la forme fonctionnelle. Cette conclusion se vérifie pour le second échantillon (tableau 8).

28. Lorsqu'on utilise des logarithmes, l'élasticité des salaires est égale au paramètre des salaires. Lorsqu'on utilise des niveaux, l'élasticité des salaires est obtenue en divisant le paramètre des salaires par la moyenne de la variable dépendante.

Tableau 4
Incidence des salaires sur la mobilité et l'emploi interprovincial, premier échantillon

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4	
	Résultat		Résultat		Résultat		Résultat	
	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta
Moyenne de la variable dépendante	0,0064	0,0072	0,0064	0,0072	0,0064	0,0072	0,0064	0,0072
Estimation de β_1 (paramètre des salaires)								
Microdonnées								
Moindres carrés ordinaires (MCO)	0,000	0,000 *	0,000	0,000 †	0,000	0,000 †	0,000	0,000 †
Doubles moindres carrés (DMC)	-0,183 ***	-0,081 *	-0,217 **	-0,083 *	-0,184 ***	-0,070 *	-0,336 *	-0,149 †
Données groupées								
Moindres carrés pondérés (EWALD)	-0,010 ***	-0,003	-0,007 **	0,000	-0,008 **	0,000	-0,002	0,004
Doubles moindres carrés (DMC)	-0,215 ***	-0,098 *	-0,256 **	-0,100 †	-0,212 ***	-0,083 *	-0,433 †	-0,198
Nombre de groupements	81	81	81	81	81	81	81	81
Nombre d'observations								
Microdonnées	1 140 071	1 140 071	1 140 071	1 140 071	1 140 071	1 140 071	1 140 071	1 140 071
Données groupées	2 591	2 591	2 591	2 591	2 591	2 591	2 591	2 591
Statistique *F* de Wald de Kleibergen-Paap (DMC)								
Microdonnées	19,1	19,1	12,9	12,9	17,8	17,8	6,2	6,2
Données groupées	14,9	14,9	9,2	9,2	13,2	13,2	3,3	3,3

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p<0,05$)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p<0,01$)

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p<0,001$)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p<0,10$)

Notes : L'échantillon est constitué de travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans qui ont gagné entre 1 000 $ et 500 000 $ (en dollars de 2008) au cours de l'année *t*, qui vivaient ailleurs qu'en Alberta et qui n'occupaient pas un emploi interprovincial cette année-là. Le modèle 1 comprend les traitements et salaires annuels réels après impôt des travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans par rapport aux travailleurs équivalents (selon le groupe d'âge et la catégorie de taille d'entreprise) en Alberta. Il ne comporte pas de variable de contrôle au titre des coûts de logement. Le modèle 2 inclut en outre à titre de variable de contrôle le loyer annuel médian dans une province donnée par rapport à celui observé en Alberta. Le modèle 3 comprend les traitements et salaires annuels nominaux après impôt des travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans par rapport aux travailleurs équivalents (selon le groupe d'âge et la catégorie de taille d'entreprise) en Alberta. Il inclut aussi à titre de variable de contrôle le loyer annuel médian dans une province donnée par rapport à celui observé en Alberta. Le modèle 4 effectue la déflation des traitements et salaires annuels nominaux après impôt des travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans dans une province donnée par le loyer annuel médian dans cette province. Il n'inclut pas le loyer annuel médian dans une province donnée par rapport à celui observé en Alberta à titre de variable de contrôle. Tous les modèles comportent les variables de contrôle suivantes : a) fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire au cours de l'année *t*; b) travailleurs mis à pied au cours de l'année *t*; c) travailleurs mis à pied au cours de l'année *t*-1; d) travailleurs syndiqués au cours de l'année *t*; e) travailleurs participant à un régime de pension agréé ou à un régime de participation différée aux bénéfices au cours de l'année *t*; f) cotisations annuelles à des régimes enregistrés d'épargne-retraite au cours de l'année *t*; g) taux de chômage des hommes célibataires de 17 à 34 ans dans un groupe d'âge et une province donnés au cours de l'année *t* moins le taux correspondant en Alberta; h) taux d'emploi à temps partiel involontaire chez les hommes célibataires de 17 à 34 ans dans un groupe d'âge et une province donnés au cours de l'année *t* moins le taux correspondant en Alberta; i) salaires minimums réels dans une province donnée au cours de l'année *t* par rapport à ceux observés en Alberta. La catégorie « Obtient un emploi en Alberta » comprend les particuliers qui commencent à travailler dans cette province tout en continuant de résider dans leur province d'origine. Les valeurs p sont fondées sur les erreurs types regroupées par groupe d'âge et province.

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir des données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre.

Tableau 5
Incidence des salaires sur la mobilité et l'emploi interprovincial, second échantillon

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4	
	Résultat		Résultat		Résultat		Résultat	
	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta
Moyenne de la variable dépendante	0,0058	0,0049	0,0058	0,0049	0,0058	0,0049	0,0058	0,0049
Estimation de β_1 (paramètre des salaires)								
Microdonnées								
Moindres carrés ordinaires (MCO)	0,000	0,001 †	0,000	0,001 †	-0,001	0,001 †	0,000	0,001 †
Doubles moindres carrés (DMC)	-0,239 ***	-0,079 **	-0,249 ***	-0,077 *	-0,207 ***	-0,064 *	-0,507 *	-0,169 †
Données groupées								
Moindres carrés pondérés (EWALD)	-0,014 **	-0,003	-0,008 †	0,000	-0,010 *	0,000	0,008 †	0,008 *
Doubles moindres carrés (DMC)	-0,228 ***	-0,078 *	-0,238 ***	-0,075 *	-0,198 ***	-0,063 *	-0,514 *	-0,176
Nombre de groupements	81	81	81	81	81	81	81	81
Nombre d'observations								
Microdonnées	563 133	563 133	563 133	563 133	563 133	563 133	563 133	563 133
Données groupées	2 530	2 530	2 530	2 530	2 530	2 530	2 530	2 530
Statistique F de Wald de Kleibergen-Paap (DMC)								
Microdonnées	48,3	48,3	38,4	38,4	52,4	52,4	8,2	8,2
Données groupées	42,7	42,7	33,6	33,6	45,6	45,6	6,7	6,7

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,10)

Notes : L'échantillon est constitué de travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans qui ont gagné entre 15 000 $ et 500 000 $ (en dollars de 2008) au cours de l'année *t*, qui vivaient ailleurs qu'en Alberta et qui n'occupaient pas un emploi interprovincial cette année-là. Le modèle 1 comprend les traitements et salaires annuels réels après impôt des travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans par rapport aux travailleurs équivalents (selon le groupe d'âge et la catégorie de taille d'entreprise) en Alberta. Il ne comporte pas de variable de contrôle au titre des coûts de logement. Le modèle 2 inclut en outre à titre de variable de contrôle le loyer annuel médian dans une province donnée par rapport à celui observé en Alberta. Le modèle 3 comprend les traitements et salaires annuels nominaux après impôt des travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans par rapport aux travailleurs équivalents (selon le groupe d'âge et la catégorie de taille d'entreprise) en Alberta. Il inclut aussi à titre de variable de contrôle le loyer annuel médian dans une province donnée par rapport à celui observé en Alberta. Le modèle 4 effectue la déflation des traitements et salaires annuels nominaux après impôt des travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans dans une province donnée par le loyer annuel médian dans cette province. Il n'inclut pas le loyer annuel médian dans une province donnée par rapport à celui observé en Alberta à titre de variable de contrôle. Tous les modèles comportent les variables de contrôle suivantes : a) fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire au cours de l'année *t*; b) travailleurs mis à pied au cours de l'année *t*; c) travailleurs mis à pied au cours de l'année *t*-1; d) travailleurs syndiqués au cours de l'année *t*; e) travailleurs participant à un régime de pension agréé ou à un régime de participation différée aux bénéfices au cours de l'année *t*; f) cotisations annuelles à des régimes enregistrés d'épargne-retraite au cours de l'année *t*; g) taux de chômage des hommes célibataires de 17 à 34 ans dans un groupe d'âge et une province donnés au cours de l'année *t* moins le taux correspondant en Alberta; h) taux d'emploi à temps partiel involontaire chez les hommes célibataires de 17 à 34 ans dans un groupe d'âge et une province donnés au cours de l'année *t* moins le taux correspondant en Alberta; i) salaires minimums réels dans une province donnée au cours de l'année *t* par rapport à ceux observés en Alberta. La catégorie « Obtient un emploi en Alberta » comprend les particuliers qui commencent à travailler dans cette province tout en continuant de résider dans leur province d'origine. Les valeurs p sont fondées sur les erreurs types regroupées par groupe d'âge et province.

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir des données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre.

Tableau 6
Résultats des modèles probits avec salaires annuels relatifs endogènes

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4	
	Résultat		Résultat		Résultat		Résultat	
	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta
Premier échantillon								
Moyenne de la variable dépendante	0,0064	0,0072	0,0064	0,0072	0,0064	0,0072	0,0064	0,0072
Salaires annuels relatifs								
Coefficient probit	-4,285 ***	-1,965 ***	-4,855 ***	-1,578 **	-4,112 ***	-1,338 **	-7,863 ***	-3,613 ***
Effet partiel relatif	-0,072	-0,036	-0,082	-0,029	-0,069	-0,024	-0,132	-0,066
Nombre de groupements	81	81	81	81	81	81	81	81
Nombre d'observations	1 140 071	1 140 071	1 140 071	1 140 071	1 140 071	1 140 071	1 140 071	1 140 071
Second échantillon								
Moyenne de la variable dépendante	0,0058	0,0049	0,0058	0,0049	0,0058	0,0049	0,0058	0,0049
Salaires annuels relatifs								
Coefficient probit	-5,787 ***	-2,875 ***	-5,673 ***	-2,413 ***	-4,720 ***	-2,004 ***	-12,290 ***	-6,078 ***
Effet partiel relatif	-0,092	-0,037	-0,090	-0,031	-0,074	-0,026	-0,195	-0,089
Nombre de groupements	81	81	81	81	81	81	81	81
Nombre d'observations	563 133	563 133	563 133	563 133	563 133	563 133	563 133	563 133

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)

Notes : Le premier échantillon est constitué de travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans qui ont gagné entre 1 000 $ et 500 000 $ (en dollars de 2008) au cours de l'année *t*, qui vivaient ailleurs qu'en Alberta et qui n'occupaient pas un emploi interprovincial cette année-là. Le second échantillon est constitué de travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans qui ont gagné entre 15 000 $ et 500 000 $ (en dollars de 2008) au cours de l'année *t*, qui vivaient ailleurs qu'en Alberta et qui n'occupaient pas un emploi interprovincial cette année-là. Pour les deux échantillons, le modèle 1 comprend les traitements et salaires annuels réels après impôt des travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans par rapport aux travailleurs équivalents (selon le groupe d'âge et la catégorie de taille d'entreprise) en Alberta. Il ne comporte pas de variable de contrôle au titre des coûts de logement. Le modèle 2 inclut en outre à titre de variable de contrôle le loyer annuel médian dans une province donnée par rapport à celui observé en Alberta. Le modèle 3 comprend les traitements et salaires annuels nominaux après impôt des travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans par rapport aux travailleurs équivalents (selon le groupe d'âge et la catégorie de taille d'entreprise) en Alberta. Il inclut aussi à titre de variable de contrôle le loyer annuel médian dans une province donnée par rapport à celui observé en Alberta. Le modèle 4 effectue la déflation des traitements et salaires annuels nominaux après impôt des travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans dans une province donnée par le loyer annuel médian dans cette province. Il n'inclut pas le loyer annuel médian dans une province donnée par rapport à celui observé en Alberta à titre de variable de contrôle. Tous les modèles comportent les variables de contrôle suivantes : a) fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire au cours de l'année *t*; b) travailleurs mis à pied au cours de l'année *t*; c) travailleurs mis à pied au cours de l'année *t*-1; d) travailleurs syndiqués au cours de l'année *t*; e) travailleurs participant à un régime de pension agréé ou à un régime de participation différée aux bénéfices au cours de l'année *t*; f) cotisations annuelles à des régimes enregistrés d'épargne-retraite au cours de l'année *t*; g) taux de chômage des hommes célibataires de 17 à 34 ans dans un groupe d'âge et une province donnés au cours de l'année *t* moins le taux correspondant en Alberta; h) taux d'emploi à temps partiel involontaire chez les hommes célibataires de 17 à 34 ans dans un groupe d'âge et une province donnés au cours de l'année *t* moins le taux correspondant en Alberta; i) salaires minimums réels dans une province donnée au cours de l'année *t* par rapport à ceux observés en Alberta. La catégorie « Obtient un emploi en Alberta » comprend les particuliers qui commencent à travailler dans cette province tout en continuant de résider dans leur province d'origine. Les valeurs p sont fondées sur les erreurs types regroupées par groupe d'âge et province.

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir des données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre.

Tableau 7
Incidence des salaires sur la mobilité et l'emploi interprovincial, estimations à partir de données groupées selon différentes formes fonctionnelles, premier échantillon

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4	
	Résultat		Résultat		Résultat		Résultat	
	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta
Moyenne de la variable dépendante	0,0064	0,0072	0,0064	0,0072	0,0064	0,0072	0,0064	0,0072
Estimation de β_1 (paramètre des salaires)								
Niveau-log								
Moindres carrés pondérés (EWALD)	-0,010 ***	-0,003	-0,007 **	0,0	-0,008 **	0,0	-0,002	0,004
Doubles moindres carrés (DMC)	-0,215 ***	-0,098 *	-0,256 **	-0,100 †	-0,212 ***	-0,083 *	-0,433 †	-0,198
Log-log								
Moindres carrés pondérés (EWALD)	-0,943	0,921	-1,160	1,263	-1,276	1,333	-1,448	1,687
Doubles moindres carrés (DMC)	-26,8 **	-3,0	-37,8 *	-0,9	-31,3 **	-0,7	-54,0 †	-6,1
Élasticité des salaires (DMC)								
Niveau-log	-33,6	-13,6	-40,0	-13,9	-33,1	-11,5	-67,7	-27,5
Log-log	-26,8	-3,0	-37,8	-0,9	-31,3	-0,7	-54,0	-6,1
Nombre de groupements	81	81	81	81	81	81	81	81
Nombre d'observations	2 591	2 591	2 591	2 591	2 591	2 591	2 591	2 591
Statistique F de Wald de Kleibergen-Paap (DMC)	14,9	14,9	9,2	9,2	13,2	13,2	3,3	3,3

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)
*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)
† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,10)

Notes : L'échantillon est constitué de travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans qui ont gagné entre 1 000 $ et 500 000 $ (en dollars de 2008) au cours de l'année *t*, qui vivaient ailleurs qu'en Alberta et qui n'occupaient pas un emploi interprovincial cette année-là. Le modèle 1 comprend les traitements et salaires annuels réels après impôt des travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans par rapport aux travailleurs équivalents (selon le groupe d'âge et la catégorie de taille d'entreprise) en Alberta. Il ne comporte pas de variable de contrôle au titre des coûts de logement. Le modèle 2 inclut en outre à titre de variable de contrôle le loyer annuel médian dans une province donnée par rapport à celui observé en Alberta. Le modèle 3 comprend les traitements et salaires annuels nominaux après impôt des travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans par rapport aux travailleurs équivalents (selon le groupe d'âge et la catégorie de taille d'entreprise) en Alberta. Il inclut aussi à titre de variable de contrôle le loyer annuel médian dans une province donnée par rapport à celui observé en Alberta. Le modèle 4 effectue la déflation des traitements et salaires annuels nominaux après impôt des travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans dans une province donnée par le loyer annuel médian dans cette province. Il n'inclut pas le loyer annuel médian dans une province donnée par rapport à celui observé en Alberta à titre de variable de contrôle. Tous les modèles comportent les variables de contrôle suivantes : a) fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire au cours de l'année *t*; b) travailleurs mis à pied au cours de l'année *t*; c) travailleurs mis à pied au cours de l'année *t*-1; d) travailleurs syndiqués au cours de l'année *t*; e) travailleurs participant à un régime de pension agréé ou à un régime de participation différée aux bénéfices au cours de l'année *t*; f) cotisations annuelles à des régimes enregistrés d'épargne-retraite au cours de l'année *t*; g) taux de chômage des hommes célibataires de 17 à 34 ans dans un groupe d'âge et une province donnés au cours de l'année *t* moins le taux correspondant en Alberta; h) taux d'emploi à temps partiel involontaire chez les hommes célibataires de 17 à 34 ans dans un groupe d'âge et une province donnés au cours de l'année *t* moins le taux correspondant en Alberta; i) salaires minimums réels dans une province donnée au cours de l'année *t* par rapport à ceux observés en Alberta. La catégorie « Obtient un emploi en Alberta » comprend les particuliers qui commencent à travailler dans cette province tout en continuant de résider dans leur province d'origine. Les valeurs p sont fondées sur les erreurs types regroupées par groupe d'âge et province.
Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir des données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre.

Tableau 8
Incidence des salaires sur la mobilité et l'emploi interprovincial, estimations à partir de données groupées selon différentes formes fonctionnelles, second échantillon

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4	
	Résultat		Résultat		Résultat		Résultat	
	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta
Moyenne de la variable dépendante	0,0058	0,0049	0,0058	0,0049	0,0058	0,0049	0,0058	0,0049
Estimation de β_1 (paramètre des salaires)								
Niveau-log								
Moindres carrés pondérés (EWALD)	-0,014 **	-0,003	-0,008 †	0,000	-0,010 *	0,000	0,008 †	0,008 *
Doubles moindres carrés (DMC)	-0,228 ***	-0,078 *	-0,236 ***	-0,075 *	-0,198 ***	-0,063 *	-0,514 *	-0,176
Log-log								
Moindres carrés pondérés (EWALD)	-5,840 †	0,786	-5,126	1,055	-5,028	1,229	-1,855	1,457
Doubles moindres carrés (DMC)	-31,3 ***	-8,7	-32,7 **	-9,2	-27,2 **	-7,6	-70,4 *	-19,5
Élasticité des salaires (DMC)								
Niveau-log	-39,3	-15,9	-41,0	-15,3	-34,1	-12,9	-88,6	-35,9
Log-log	-31,3	-8,7	-32,7	-9,2	-27,2	-7,6	-70,4	-19,5
Nombre de groupements	81	81	81	81	81	81	81	81
Nombre d'observations	2 530	2 530	2 530	2 530	2 530	2 530	2 530	2 530
Statistique *F* de Wald de Kleibergen-Paap (DMC)	42,7	42,7	33,6	33,6	45,6	45,6	6,7	6,7

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)
*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)
† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,10)

Notes : L'échantillon est constitué de travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans qui ont gagné entre 15 000 $ et 500 000 $ (en dollars de 2006) au cours de l'année *t*, qui vivaient ailleurs qu'en Alberta et qui n'occupaient pas un emploi interprovincial cette année-là. Le modèle 1 comprend les traitements et salaires annuels réels après impôt des travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans par rapport aux travailleurs équivalents (selon le groupe d'âge et la catégorie de taille d'entreprise) en Alberta. Il ne comporte pas de variable de contrôle au titre des coûts de logement. Le modèle 2 inclut en outre à titre de variable de contrôle le loyer annuel médian dans une province donnée par rapport à celui observé en Alberta. Le modèle 3 comprend les traitements et salaires annuels nominaux après impôt des travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans par rapport aux travailleurs équivalents (selon le groupe d'âge et la catégorie de taille d'entreprise) en Alberta. Il inclut aussi à titre de variable de contrôle le loyer annuel médian dans une province donnée par rapport à celui observé en Alberta. Le modèle 4 effectue la déflation des traitements et salaires annuels nominaux après impôt des travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans dans une province donnée par le loyer annuel médian dans cette province. Il n'inclut pas le loyer annuel médian dans une province donnée par rapport à celui observé en Alberta à titre de variable de contrôle. Tous les modèles comportent les variables de contrôle suivantes : a) fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire au cours de l'année *t*, b) travailleurs mis à pied au cours de l'année *t*, c) travailleurs mis à pied au cours de l'année *t*-1, d) travailleurs syndiqués au cours de l'année *t*, e) travailleurs participant à un régime de pension agréé ou à un régime de participation différée aux bénéfices au cours de l'année *t*, f) cotisations annuelles à des régimes enregistrés d'épargne-retraite au cours de l'année *t*, g) taux de chômage des hommes célibataires de 17 à 34 ans dans un groupe d'âge et une province donnés au cours de l'année *t* moins le taux correspondant en Alberta, h) taux d'emploi à temps partiel involontaire chez les hommes célibataires de 17 à 34 ans dans un groupe d'âge et une province donnés au cours de l'année *t* moins le taux correspondant en Alberta, i) salaires minimums réels dans une province donnée au cours de l'année *t* par rapport à ceux observés en Alberta. La catégorie « Obtient un emploi en Alberta » comprend les particuliers qui commencent à travailler dans cette province tout en continuant de résider dans leur province d'origine. Les valeurs p sont fondées sur les erreurs types regroupées par groupe d'âge et province.
Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir des données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre.

5.3 Incidence sur le plan des emplois vacants

La mesure dans laquelle les déplacements de travailleurs vers l'Alberta ont contribué à réduire le nombre d'emplois vacants au cours de la période allant de 2001 à 2008 dépend de l'augmentation du nombre annuel agrégé d'heures de travail découlant de ces déplacements. Si tous les jeunes hommes déménageant en Alberta travaillaient à temps plein pendant toute l'année dans leur province d'origine avant de migrer et que leur nombre d'heures de travail n'a pas augmenté par la suite, et si le départ de leur province d'origine a fait en sorte qu'un emploi y est devenu vacant et l'est demeuré, la migration en Alberta donnera lieu à une baisse du nombre d'emplois vacants dans cette dernière province, mais à un nouvel emploi vacant ailleurs, ce qui signifie que le nombre total d'emplois vacants au Canada demeurera inchangé. Au contraire, si le migrant a quitté un emploi qui sera occupé par la suite par un chômeur dans sa province d'origine, la migration en Alberta conduira à une baisse du nombre agrégé d'emplois vacants au pays, cette baisse étant égale au nombre de migrants. Par conséquent, la hausse du nombre prévu de migrants que l'on associe à une hausse donnée des salaires annuels relatifs en Alberta fournit une borne supérieure afin de déterminer dans quelle mesure les changements relatifs à la structure régionale des salaires a entraîné une réduction du nombre d'emplois vacants au Canada durant la période d'observation.

De 2001 à 2005, les traitements et salaires annuels réels moyens des hommes célibataires (qui font partie d'un groupe d'âge donné et travaillent dans une entreprise appartenant à une catégorie de taille donnée dans une province donnée) par rapport à ceux des travailleurs équivalents en Alberta ont diminué de 6 % environ : ils sont passés de -0,29 en 2001 à -0,35 en 2005 (tableau 3-1). Si l'on multiplie par -0,06 l'effet partiel moyen (-0,069; voir tableau 6) obtenu avec le modèle probit 3 pour le premier échantillon (la spécification privilégiée), la hausse prédite du taux de migration se chiffre à 0,4 point de pourcentage[28, 29]. Lorsque cette hausse (0,004) est multipliée par dix fois la taille moyenne de l'échantillon (1 425 089 ÷ 10 ÷ (1 140 071/8)), cela permet de prédire la hausse du nombre de jeunes migrants de sexe masculin, soit 5 900. Étant donné que les établissements du secteur privé menant des activités en Alberta comptaient entre 37 000 et 48 000 postes vacants de 2001 à 2005 (tableau 9), la hausse estimative du nombre de jeunes migrants de sexe masculin représente de 12 % à 16 % du nombre de postes vacants observés en Alberta durant cette période.

Les résultats du calcul de la hausse estimative du nombre de jeunes migrants de sexe masculin en fonction d'une baisse de 9 % (plutôt que de 6 %) des salaires annuels relatifs, ce qui correspond à la baisse observée de 2001 à 2006, viennent renforcer cette conclusion (tableau 3-1). La hausse estimative du nombre de jeunes migrants représente alors entre 18 % et 24 % du nombre d'emplois vacants observés en Alberta de 2001 à 2005. Peu importe le scénario examiné, ces chiffres donnent à penser que la hausse des salaires annuels versés en Alberta a entraîné un déplacement de jeunes travailleurs de sexe masculin qui équivaut à une proportion importante des emplois vacants observés dans cette province.

---

29. Considérant que le pourcentage de jeunes hommes célibataires ayant déménagé en Alberta a augmenté de 0,6 point de pourcentage de la période de 2001 à 2002 à celle de 2005 à 2008 (tableau 3), cette hausse estimative de la migration correspond aux deux tiers de la hausse observée au cours de la période en question.

30. Par ailleurs, si les traitements et salaires annuels des hommes célibataires par rapport à ceux résidant en Alberta diminuaient de 9 %, la probabilité que les jeunes hommes célibataires déménagent en Alberta augmenterait d'environ 0,35 point de pourcentage.

Tableau 9

Nombre d'emplois vacants en Alberta, 2001 à 2014

Année et source des données	Emplois vacants
	nombre
2001 Enquête sur le milieu de travail et les employés	57 259
2002 Enquête sur le milieu de travail et les employés	52 631
2003 Enquête sur le milieu de travail et les employés	48 143
2011 Enquête sur la rémunération auprès des entreprises	43 880
2012 Enquête sur la rémunération auprès des entreprises	50 103
2013 Enquête sur la rémunération auprès des entreprises	49 509
2014 Enquête sur la rémunération auprès des entreprises	49 260

Notes : Emplois vacants dans les entreprises de toutes les industries sauf l'agriculture, la pêche et la chasse ainsi que les administrations publiques. Il n'y a pas de données disponibles sur les emplois vacants pour les années 2004 à 2010.
Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir de données de l'Enquête sur le milieu de travail et les employés et du tableau CANSIM 284-0001.

6 Conclusion

Quantifier la mesure dans laquelle la mobilité géographique des travailleurs répond à des variations spatiales des salaires annuels constitue une tâche ardue, qui requiert à la fois des ensembles de données de grande taille et la détermination de la variation exogène à l'intérieur des disparités interprovinciales des salaires. La présente article relève ces défis en recourant à des renseignements sur la mobilité liés d'un vaste ensemble de données administratives et en déterminant la variation exogène à l'intérieur des disparités interprovinciales des salaires vraisemblablement induites par les hausses substantielles des cours du pétrole au cours des années 2000.

La stratégie empirique sur laquelle repose l'étude tire parti du fait que l'essor pétrolier des années 2000 a engendré une expansion dans les conditions naturelles où les revenus annuels ont augmenté beaucoup plus rapidement dans les trois provinces canadiennes productrices de pétrole que dans les autres provinces. Ces changements spatiaux de la structure des revenus ont accentué l'incitation des particuliers à déménager dans la principale province productrice de pétrole, l'Alberta, ou à accepter un emploi dans cette province tout en continuant de résider dans leur province d'origine.

La principale constatation de l'étude est que, même si la migration vers l'Alberta et les transitions vers un emploi interprovincial dans cette province ont constitué des événements relativement rares dans le cas des jeunes travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin au cours des années 2000 — celles-ci touchant moins de 1 % de ces travailleurs chaque année —, la probabilité que de tels événements surviennent variait considérablement en fonction des changements spatiaux de la structure des revenus. Il ressort des résultats de l'étude que la croissance plus rapide des traitements et salaires annuels réels en Alberta par rapport aux autres provinces a donné lieu à un accroissement substantiel de la migration vers l'Alberta. Les flux d'entrée de travailleurs qui en ont découlé représentent une part importante des emplois vacants observés dans cette province au cours des années 2000. Il existe aussi des données démontrant que les changements de la structure régionale des salaires ont concouru aux transitions vers l'emploi interprovincial en Alberta. Des recherches supplémentaires seront nécessaires afin de déterminer si l'emploi de ces stratégies est optimale et dans quelle mesure ces réactions ont été limitées par les obstacles à la mobilité.

7 Annexe – Tableaux

Tableau 1 de l'annexe
Estimations du modèle 1 selon la méthode des doubles moindres carrés (DMC), *premier échantillon*

	Microdonnées		Données groupées	
	Résultat		Résultat	
	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta
	nombre			
Moyenne de la variable dépendante	0,0064	0,0072	0,0064	0,0072
Revenus annuels relatifs	-0,183 ***	-0,081 **	-0,215 ***	-0,098 *
Fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire lors de l'année t	-0,046 **	-0,019 *	-0,059 *	-0,002
Mise à pied lors de l'année t	-0,021 *	-0,005	-0,090 *	-0,047 †
Mise à pied lors de l'année t-1	-0,014 **	-0,001	-0,042 †	-0,010
Versement de cotisations syndicales lors de l'année t	0,010 **	0,005 **	0,001	-0,001
Facteur d'équivalence positif lors de l'année t	0,076 ***	0,033 *	0,132 ***	0,062 *
Cotisations à des REER lors de l'année t (milliers de dollars)	0,013 **	0,006 *	0,017 **	0,009 *
Taux de chômage relatifs	0,000	0,000	0,000	0,000
Taux relatifs d'emploi à temps partiel involontaire	-0,001 †	-0,001 *	-0,001 *	-0,001 *
Salaires minimums relatifs	-0,035 †	-0,001	-0,038 †	-0,002
Effets de l'année				
2002	0,010 ***	0,004 *	0,012 ***	0,005 *
2003	0,012 ***	0,005 *	0,013 ***	0,005 †
2004	0,010 ***	0,004 *	0,010 ***	0,004 *
2005	-0,003	0,001	-0,005	-0,001
2006	-0,014 ***	-0,003	-0,019 ***	-0,005
2007	-0,014 ***	-0,003	-0,018 ***	-0,005
2008	-0,020 ***	-0,008 **	-0,024 ***	-0,010
		valeur		
Statistique F de Wald de Kleibergen-Paap (DMC)	19,1	19,1	14,9	14,9
		nombre		
Groupements	61	61	61	61
Groupes	..	..	324	324
Observations	1 140 071	1 140 071	2 591	2 591

.. n'ayant pas lieu de figurer
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)
*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)
† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,10)
Notes : L'échantillon est constitué de travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans qui ont gagné entre 1 000 $ et 500 000 $ (en dollars de 2008) au cours de l'année *t*, qui vivaient ailleurs qu'en Alberta et qui n'occupaient pas un emploi interprovincial cette année-là. Les taux de chômage relatifs sont égaux au taux de chômage des hommes célibataires de 17 à 34 ans à l'intérieur d'un groupe d'âge donné (17 et 18 ans, 19 et 20 ans, 21 et 22 ans, 23 et 24 ans, 25 et 26 ans, 27 et 28 ans, 29 et 30 ans, 31 et 32 ans, 33 et 34 ans) et dans une province donnée lors de l'année *t* moins la valeur correspondante en Alberta. Les taux relatifs d'emploi à temps partiel involontaire sont égaux au taux d'emploi à temps partiel involontaire des hommes célibataires de 17 à 34 ans à l'intérieur d'un groupe d'âge donné et dans une province donnée lors de l'année *t* moins la valeur correspondante en Alberta. Les salaires minimums relatifs sont égaux au logarithme des salaires minimums réels dans une province donnée lors de l'année *t* moins la valeur correspondante en Alberta. REER : régime enregistré d'épargne-retraite.
Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir des données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre.

Tableau 2 de l'annexe
Estimations du modèle 3 selon la méthode des doubles moindres carrés (DMC), premier échantillon

	Microdonnées		Données groupées	
	Résultat		Résultat	
	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta
	nombre			
Moyenne de la variable dépendante	0,0064	0,0072	0,0064	0,0072
Revenus annuels relatifs	-0,184 ***	-0,070 *	-0,212 ***	-0,083 *
Loyer annuel relatif	0,045	-0,003	0,046	-0,004
Fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire lors de l'année *t*	-0,047 **	-0,016 *	-0,057 *	-0,016
Mise à pied lors de l'année *t*	-0,022 *	-0,003	-0,082 *	-0,040 †
Mise à pied lors de l'année *t*-1	-0,014 *	0,000	-0,042 †	-0,007
Versement de cotisations syndicales lors de l'année *t*	0,010 **	0,004 *	-0,003	-0,003
Facteur d'équivalence positif lors de l'année *t*	0,076 ***	0,028 *	0,118 **	0,053 *
Cotisations à des REER lors de l'année *t* (milliers de dollars)	0,013 **	0,005 *	0,017 *	0,006 †
Taux de chômage relatifs	0,000	0,000	0,000	0,000
Taux relatifs d'emploi à temps partiel involontaire	-0,001 †	-0,001 *	-0,001 †	-0,001 *
Salaires minimums relatifs	-0,033	0,006	-0,034	0,006
Effets de l'année				
2002	0,007 ***	0,003 *	0,008 ***	0,003 †
2003	0,008 *	0,002	0,008 *	0,002
2004	0,003 *	0,002 †	0,003	0,001
2005	-0,007 †	0,000	-0,010 *	-0,002
2006	-0,022 ***	-0,005	-0,027 **	-0,008
2007	-0,021 ***	-0,007 *	-0,026 ***	-0,011 *
2008	-0,027 ***	-0,013 ***	-0,032 ***	-0,016 **
		valeur		
Statistique F de Wald de Kleibergen-Paap (DMC)	17,8	17,8	13,2	13,2
		nombre		
Grappes	81	81	81	81
Groupes	..	..	324	324
Observations	1 140 071	1 140 071	2 591	2 591

.. n'ayant pas lieu de figurer
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p<0,05$)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p<0,01$)
*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p<0,001$)
† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p<0,10$)

Notes : L'échantillon est constitué de travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 34 ans qui ont gagné entre 1 000 $ et 500 000 $ (en dollars de 2008) au cours de l'année *t*, qui vivaient ailleurs qu'en Alberta et qui n'occupaient pas un emploi interprovincial cette année-là. Les taux de chômage relatifs sont égaux au taux de chômage des hommes célibataires de 17 à 34 ans à l'intérieur d'un groupe d'âge donné (17 et 18 ans, 19 et 20 ans, 21 et 22 ans, 23 et 24 ans, 25 et 26 ans, 27 et 28 ans, 29 et 30 ans, 31 et 32 ans, 33 et 34 ans) et dans une province donnée lors de l'année *t* moins la valeur correspondante en Alberta. Les taux relatifs d'emploi à temps partiel involontaire sont égaux au taux d'emploi à temps partiel involontaire des hommes célibataires de 17 à 34 ans à l'intérieur d'un groupe d'âge donné et dans une province donnée lors de l'année *t* moins la valeur correspondante en Alberta. Les salaires minimums relatifs sont égaux au logarithme des salaires minimums réels dans une province donnée lors de l'année *t* moins la valeur correspondante en Alberta. Le loyer annuel relatif est égal au logarithme du loyer annuel médian (en dollars courants) dans une province donnée lors de l'année *t* moins la valeur correspondante en Alberta. Lorsque l'on utilise des microdonnées, les revenus annuels relatifs sont égaux au logarithme des traitements et salaires annuels nominaux après impôt du travailleur *i* faisant partie du groupe d'âge *a* et travaillant dans une entreprise de taille *f* dans la province *p* lors de l'année *t* moins la valeur moyenne correspondante en Alberta. Lorsque l'on utilise des données groupées, les salaires annuels relatifs sont égaux à la moyenne du logarithme des traitements et salaires annuels après impôt (en dollars courants) des travailleurs du groupe d'âge *a* et travaillant dans une entreprise de taille *f* dans la province *p* lors de l'année *t* moins la valeur correspondante en Alberta. REER : régime enregistré d'épargne-retraite.
Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir des données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre.

Tableau 3 de l'annexe

Incidence des salaires sur la mobilité et l'emploi interprovincial, hommes célibataires de 17 à 24 ans, premier échantillon

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4	
	Résultat		Résultat		Résultat		Résultat	
	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta
Moyenne de la variable dépendante	0,0069	0,0092	0,0069	0,0092	0,0069	0,0092	0,0069	0,0092
Estimation de β_1 (paramètre des salaires)								
Microdonnées								
Moindres carrés ordinaires (MCO)	0,001 **	0,000	0,001 **	0,000	0,001 **	0,000	0,001 **	0,000
Doubles moindres carrés (DMC)	-0,217 ***	-0,127 **	-0,291 **	-0,149 *	-0,240 **	-0,123 **	-0,441 *	-0,258 †
Données groupées								
Moindres carrés pondérés (EWALD)	-0,018 ***	-0,009 †	-0,015 ***	-0,004	-0,016 ***	-0,005	-0,009 *	0,002
Doubles moindres carrés (DMC)	-0,277 ***	-0,169 **	-0,365 *	-0,197 *	-0,289 **	-0,156 *	-0,611	-0,374
Nombre de groupements	36	36	36	36	36	36	36	36
Nombre d'observations								
Microdonnées	679 888	679 888	679 888	679 888	679 888	679 888	679 888	679 888
Données groupées	1 152	1 152	1 152	1 152	1 152	1 152	1 152	1 152
Statistique F de Wald de Kleibergen-Paap (DMC)								
Microdonnées	12,9	12,9	7,3	7,3	10,5	10,5	4,0	4,0
Données groupées	9,1	9,1	4,9	4,9	7,5	7,5	1,9	1,9

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p<0,05$)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p<0,01$)

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p<0,001$)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p<0,10$)

Notes : L'échantillon est constitué de travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 24 ans qui ont gagné entre 1 000 $ et 500 000 $ (en dollars de 2008) au cours de l'année *t*, qui vivaient ailleurs qu'en Alberta et qui n'occupaient pas un emploi interprovincial cette année-là. Le modèle 1 comprend les traitements et salaires annuels réels après impôt des travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 24 ans par rapport aux travailleurs équivalents (selon le groupe d'âge et la catégorie de taille d'entreprise) en Alberta. Il ne comporte pas de variable de contrôle au titre des coûts de logement. Le modèle 2 inclut en outre à titre de variable de contrôle le loyer annuel médian dans une province donnée par rapport à celui observé en Alberta. Le modèle 3 comprend les traitements et salaires annuels nominaux après impôt des travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 24 ans par rapport aux travailleurs équivalents (selon le groupe d'âge et la catégorie de taille d'entreprise) en Alberta. Il inclut aussi à titre de variable de contrôle le loyer annuel médian dans une province donnée par rapport à celui observé en Alberta. Le modèle 4 effectue la déflation des traitements et salaires annuels nominaux après impôt des travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 17 à 24 ans dans une province donnée par le loyer annuel médian dans cette province. Il n'inclut pas le loyer annuel médian dans une province donnée par rapport à celui observé en Alberta à titre de variable de contrôle. Tous les modèles comportent les variables de contrôle suivantes : a) fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire au cours de l'année *t*; b) travailleurs mis à pied au cours de l'année *t*; c) travailleurs mis à pied au cours de l'année *t*-1; d) travailleurs syndiqués au cours de l'année *t*; e) travailleurs participant à un régime de pension agréé ou à un régime de participation différée aux bénéfices au cours de l'année *t*; f) cotisations annuelles à des régimes enregistrés d'épargne-retraite au cours de l'année *t*; g) taux de chômage des hommes célibataires de 17 à 24 ans dans un groupe d'âge et une province donnés au cours de l'année *t* moins le taux correspondant en Alberta; h) taux d'emploi à temps partiel involontaire chez les hommes célibataires de 17 à 24 ans dans un groupe d'âge et une province donnés au cours de l'année *t* moins le taux correspondant en Alberta; i) salaires minimums réels dans une province donnée au cours de l'année *t* par rapport à ceux observés en Alberta. La catégorie « Obtient un emploi en Alberta » comprend les particuliers qui commencent à travailler dans cette province tout en continuant de résider dans leur province d'origine. Les valeurs p sont fondées sur les erreurs types regroupées par groupe d'âge et province.

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir des données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre.

Tableau 4 de l'annexe
Incidence des salaires sur la mobilité et l'emploi interprovincial, hommes célibataires de 25 à 34 ans, premier échantillon

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4	
	Résultat		Résultat		Résultat		Résultat	
	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta	Déménage en Alberta	Obtient un emploi en Alberta
Moyenne de la variable dépendante	0,0056	0,0043	0,0056	0,0043	0,0056	0,0043	0,0056	0,0043
Estimation de β_1 (paramètre des salaires)								
Microdonnées								
Moindres carrés ordinaires (MCO)	-0,001 ***	-0,001 ***	-0,001 ***	-0,001 ***	-0,001 ***	-0,001 ***	-0,001 ***	-0,001 ***
Doubles moindres carrés (DMC)	-0,135 **	-0,004	-0,140 *	0,008	-0,120 *	0,007	-0,215	-0,006
Données groupées								
Moindres carrés pondérés (EWALD)	-0,003	0,000	-0,001	0,001	-0,001	0,002	0,003	0,004 †
Doubles moindres carrés (DMC)	-0,141 *	-0,006	-0,147 *	0,010	-0,125 *	0,008	-0,253	-0,011
Nombre de groupements	45	45	45	45	45	45	45	45
Nombre d'observations								
Microdonnées	460 183	460 183	460 183	460 183	460 183	460 183	460 183	460 183
Données groupées	1 439	1 439	1 439	1 439	1 439	1 439	1 439	1 439
Statistique F de Wald de Kleibergen-Paap (DMC)								
Microdonnées	10,7	10,7	8,4	8,4	11,5	11,5	4,2	4,2
Données groupées	8,7	8,7	6,1	6,1	8,6	8,6	2,5	2,5

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,10)

Notes : L'échantillon est constitué de travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 25 à 34 ans qui ont gagné entre 1 000 $ et 500 000 $ (en dollars de 2008) au cours de l'année *t*, qui vivaient ailleurs qu'en Alberta et qui n'occupaient pas un emploi interprovincial cette année-là. Le modèle 1 comprend les traitements et salaires annuels réels après impôt des travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 25 à 34 ans par rapport aux travailleurs équivalents (selon le groupe d'âge et la catégorie de taille d'entreprise) en Alberta. Il ne comporte pas de variable de contrôle au titre des coûts de logement. Le modèle 2 inclut en outre à titre de variable de contrôle le loyer annuel médian dans une province donnée par rapport à celui observé en Alberta. Le modèle 3 comprend les traitements et salaires annuels nominaux après impôt des travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 25 à 34 ans par rapport aux travailleurs équivalents (selon le groupe d'âge et la catégorie de taille d'entreprise) en Alberta. Il inclut aussi à titre de variable de contrôle le loyer annuel médian dans une province donnée par rapport à celui observé en Alberta. Le modèle 4 effectue la déflation des traitements et salaires annuels nominaux après impôt des travailleurs rémunérés célibataires de sexe masculin âgés de 25 à 34 ans dans une province donnée par le loyer annuel médian dans cette province. Il n'inclut pas le loyer annuel médian dans une province donnée par rapport à celui observé en Alberta à titre de variable de contrôle. Tous les modèles comportent les variables de contrôle suivantes : a) fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire au cours de l'année *t*; b) travailleurs mis à pied au cours de l'année *t*; c) travailleurs mis à pied au cours de l'année *t*-1; d) travailleurs syndiqués au cours de l'année *t*; e) travailleurs participant à un régime de pension agréé ou à un régime de participation différée aux bénéfices au cours de l'année *t*; f) cotisations annuelles à des régimes enregistrés d'épargne-retraite au cours de l'année *t*; g) taux de chômage des hommes célibataires de 25 à 34 ans dans un groupe d'âge et une province donnés au cours de l'année *t* moins le taux correspondant en Alberta; h) taux d'emploi à temps partiel involontaire chez les hommes célibataires de 25 à 34 ans dans un groupe d'âge et une province donnés au cours de l'année *t* moins le taux correspondant en Alberta; i) salaires minimums réels dans une province donnée au cours de l'année *t* par rapport à ceux observés en Alberta. La catégorie « Obtient un emploi en Alberta » comprend les particuliers qui commencent à travailler dans cette province tout en continuant de résider dans leur province d'origine. Les valeurs p sont fondées sur les erreurs types regroupées par groupe d'âge et province.

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir des données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre.

Bibliographie

Abowd, J., F. Kramarz et D. Margolis. 1999. « High wage workers and high wage firms ». *Econometrica* 67 (2) : 251 à 333.

Amirault, D., D. de Munnik et S. Miller. 2012. *What Drags and Drives Mobility: Explaining Canada's Aggregate Migration Patterns*, document de travail 2012-28 de la Banque du Canada. Ottawa.

Bernard, A., R. Finnie et B. St-Jean. 2008. « Mobilité interprovinciale et gains ». *L'emploi et le revenu en perspective* 20 (4) : 15 à 25. Produit nº 75-001-X au catalogue de Statistique Canada.

Coulombe, S. 2006. « Internal migration, asymmetric shocks, and interprovincial economic adjustments in Canada ». *International Regional Science Review* 29 (2) : 199 à 223.

Dahl, G.B. 2002. « Mobility and the return to education: Testing a Roy model with multiple markets ». *Econometrica* 70 (6) : 2367 à 2420.

Day, K.M. 1992. « Interprovincial migration and local public goods ». *Revue canadienne d'économique* 25 (1) : 123 à 144.

Ferrer, A. et S. Lluis. 2008. « Should workers care about firm size? » *Industrial Labor Relations Review* 62 (1) : 104 à 125.

Finnie, R. 2004. « Who moves? A logit model analysis of inter-provincial migration in Canada ». *Applied Economics* 36 : 1759 à 1779.

Greenwood, M.J. 1997. « Internal migration in developed countries ». *Handbook of Population and Family Economics*. Publié sous la direction de M.R. Rozenwig et O. Stark, volume 1, partie B, chapitre 12, 647 à 720. New York : Elsevier Science, North Holland.

Harris, J.R. et M.P. Todaro. 1970. « Unemployment and development: A two-sector analysis ». *American Economic Review* 60 (1) : 126 à 142.

Kennan, J. et J.R. Walker. 2011. « The effect of expected income on individual migration decisions ». *Econometrica* 79 (1) : 211 à 251.

Laporte, C., Y. Lu et G. Schellenberg. 2013. *Les employés interprovinciaux en Alberta*. Direction des études analytiques : documents de recherche, nº 350. Produit nº 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa.

Lewbel, A., Y. Dong et T.T. Yang. 2012. « Comparing features of convenient estimators for binary choice models with endogenous regressors ». *Revue canadienne d'économique* 45 (3) : 809 à 829.

Lowry, I.S. 1966. *Migration and Metropolitan Growth: Two Analytical Models*. San Francisco : Chandler.

Milligan, K. 2012. *Canadian Tax and Credit Simulator*. Base de données, logiciel et documentation, version 2012-1.

Molloy, R., C.L. Smith et A. Wozniak. 2011. « Internal migration in the United States ». *Journal of Economic Perspectives* 25 (3) : 173 à 196.

Morissette, R. 1993. « Emploi et taille des entreprises au Canada: les petites entreprises offrent-elles des salaires inférieurs? » *Revue canadienne d'économique* 26 (1) : 159 à 174.

Morissette, R., P.C.W. Chan et Y. Lu. 2015. « Wages, youth employment, and school enrollment: Recent evidence from increases in world oil prices ». *Journal of Human Resources* 50 (1) : 222 à 253.

Ravenstein, E.G. 1885. « The laws of migration ». *Journal of the Royal Statistical Society of London* 48 (2) : 167 à 235.

Rivers, D. et Q.H. Vuong. 1988. « Limited information estimators and exogeneity tests for simultaneous probit models ». *Journal of Econometrics* 39 (3) : 347 à 366.

Stock, J. et M. Watson. 2011. *Introduction to Econometrics*. Troisième édition. Boston : Addison-Wesley.

Wooldridge, J.M. 2010. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Deuxième édition. Cambridge : MIT Press.